

Geldpolitik und Wechselkursregime in Makroökonomischen Zinsstrukturmodellen:
Empirische Evidenzen für die Bundesrepublik Deutschland

Von der Mercator School of Management, Fakultät für Betriebswirtschaftslehre, der

Universität Duisburg-Essen

zur Erlangung des akademischen Grades

eines Doktors der Wirtschaftswissenschaft (Dr. rer. oec.)

genehmigte Dissertation

von

Steffen Cagnolati

aus

Duisburg

Erstgutachter:
Zweitgutachter:
Tag der mündlichen Prüfung

Prof. Dr. Peter Anker
Prof. Dr. Jens Südekum
02. Oktober 2012

Inhaltsverzeichnis

Abbildungsverzeichnis	III
Tabellenverzeichnis	V
Einleitung	1
Teil I Makroökonomische Determinanten der Zinsstruktur	5
1 Deskriptive Statistik und vorläufige Evidenzen	6
1.1 Bundesrepublik Deutschland	7
1.2 USA	11
2 Makroökonomik im dynamischen Nelson-Siegel Ansatz	17
2.1 Die Nelson und Siegel (1987) Kurve	17
2.2 Modellstruktur und State Space Formulierung	19
2.3 Ergebnisse der Parameterschätzung	20
2.4 Impuls-Antwort-Analyse und Varianzzerlegung	30
2.5 Internationale Evidenzen	35
2.6 Zusammenfassung und Diskussion	40
Teil II Makroökonomik in affinen Zinsstrukturmodellen	43
3 Einfache VAR-Dynamik und Taylor-Regel Integration	44
3.1 Arbitragefreie Bewertung von Nullkuponanleihen	44
3.2 Modellstruktur und State Space Formulierung	48
3.3 Ergebnisse der Parameterschätzung	51
3.4 Impuls-Antwort-Analyse und Varianzzerlegung	61
3.5 Internationale Evidenzen	65
3.6 Zusammenfassung und Diskussion	70
4 Strukturelle Integration in die Zinsdynamik	73
4.1 Strukturelle Annahmen	73
4.2 Modellstruktur und State Space Formulierung	76
4.3 Ergebnisse der Parameterschätzung	77
4.4 Impuls-Antwort-Analyse und Varianzzerlegung	83
4.5 Internationale Evidenzen	87
4.6 Zusammenfassung und Diskussion	91

Teil III Die Geldpolitik der Bundesbank im internationalen Kontext	93
5 Wechselkurserwartungen im Europäischen Währungssystem	94
5.1 Wechselkurs- und Zinsentwicklung	94
5.2 Realignmentserwartungen nach Svensson (1993)	99
6 Die Rolle der US-Geldpolitik und des EWS-Regimes	107
6.1 Außenwirtschaftliche Restriktionen der Bundesbank	108
6.2 Modellstruktur und State Space Formulierung	110
6.3 Ergebnisse der Parameterschätzung	115
6.4 Geldpolitische Reaktionsfunktionen	124
6.5 Impuls-Antwort-Analyse und Varianzzerlegung	126
6.6 Inflationserwartungen und Risikoprämien	136
6.7 Zusammenfassung und Diskussion	143
Fazit	148
Literaturverzeichnis	152
Anhang A Schätzverfahren	160
A.1 Likelihood-Funktionen	160
A.2 Priori-Verteilungen der Parameter	160
A.3 Modellspezifische Schätzerfordernis	163
A.4 MCMC-Algorithmus	164
Anhang B DRA-Ergebnisse USA	173
B.1 Tabellen	173
B.2 Abbildungen	178
Anhang C AP-Ergebnisse USA	183
C.1 Tabellen	183
C.2 Abbildungen	188
Anhang D RW-Ergebnisse USA	193
D.1 Tabellen	193
D.2 Abbildungen	196

Abbildungsverzeichnis

1.1	Durchschnittliche Zinsstrukturkurve	9
1.2	Ausgewählte Zinssätze	10
1.3	Outputlücke, Inflationsrate und Politikzins	10
1.4	Durchschnittliche Zinsstrukturkurve (USA)	12
1.5	Ausgewählte Zinssätze (USA)	13
1.6	Outputlücke, Inflationsrate und Politikzins (USA)	13
1.7	Taylor-Regel Evidenz: Deutschland versus USA	15
2.1	Latente Faktoren im DRA-Zinsmodell	21
2.2	DRA-Levefktor, Inflation und empirischer Proxy	22
2.3	DRA-Slopefaktor, Outputlücke und empirischer Proxy	23
2.4	DRA-Curvaturefaktor und empirischer Proxy	24
2.5	Faktorladungen im DRA-Zinsmodell	26
2.6	Abbildungsgenauigkeit der Zinssätze im DRA-Zinsmodell	27
2.7	Impulsantworten im DRA-Ansatz	31
2.8	DRA-Levefktor: Deutschland versus USA	36
2.9	DRA-Slopefaktor: Deutschland versus USA	37
2.10	DRA-Curvaturefaktor: Deutschland versus USA	37
3.1	Latente Faktoren im Zinsmodell: AP- versus DRA-Ansatz	53
3.2	Faktorladungen im AP-Ansatz	55
3.3	Abbildungsgenauigkeit der Zinssätze im AP-Zinsmodell	57
3.4	Latente Faktoren im AP-Ansatz	59
3.5	Impulsantworten im AP-Ansatz	62
3.6	Latente Faktoren im AP-Zinsmodell: Deutschland versus USA	67
4.1	Latente Faktoren im RW-Ansatz	78
4.2	Faktorladungen im RW-Ansatz	80
4.3	Abbildungsgenauigkeit der Zinssätze im RW-Ansatz	82
4.4	Impulsantworten im RW-Ansatz	84
4.5	Latente Faktoren im RW-Ansatz: Deutschland versus USA	88
5.1	Euromarktsätze im EWS-Zeitraum	95
5.2	Wechselkurse und Interventionsgrenzen im EWS-Zeitraum	97
5.3	Zinsdifferentiale im EWS-Zeitraum	104
5.4	Realignmentserwartungen im EWS-Zeitraum	105
6.1	Latente Faktoren im EWS-Ansatz	116
6.2	Faktorladungen im EWS-Ansatz	119
6.3	Abbildungsgenauigkeit der Zinssätze im EWS-Ansatz	123
6.4	Impulsantworten im EWS-Ansatz I: Zustandsvariablen	127

6.5	Impulsantworten im EWS-Ansatz II: Zinssätze	128
6.6	Industrieproduktion in Deutschland und Frankreich	130
6.7	Inflationserwartungen im EWS-Ansatz	137
6.8	Risikoprämien im EWS-Ansatz	141
6.9	Impulsantworten der Risikoprämien im EWS-Ansatz	142
B.1	Latente Faktoren im DRA-Zinsmodell (USA)	178
B.2	DRA-Leveffaktor, Inflation und empirischer Proxy (USA)	178
B.3	DRA-Slopefaktor, Outputlücke und empirischer Proxy (USA)	179
B.4	DRA-Curvaturefaktor und empirischer Proxy (USA)	179
B.5	Faktorladungen im DRA-Zinsmodell (USA)	180
B.6	Abbildungsgenauigkeit der Zinssätze im DRA-Zinsmodell (USA)	181
B.7	Impulsantworten im DRA-Ansatz (USA)	182
C.1	Latente Faktoren im Zinsmodell: AP- versus DRA-Ansatz (USA)	188
C.2	Faktorladungen im AP-Ansatz (USA)	189
C.3	Abbildungsgenauigkeit der Zinssätze im AP-Zinsmodell (USA)	190
C.4	Latente Faktoren im AP-Ansatz (USA)	191
C.5	Impulsantworten im AP-Ansatz (USA)	192
D.1	Latente Faktoren im RW-Ansatz (USA)	196
D.2	Faktorladungen im RW-Ansatz (USA)	197
D.3	Abbildungsgenauigkeit der Zinssätze im RW-Ansatz (USA)	198
D.4	Impulsantworten im RW-Ansatz (USA)	199

Tabellenverzeichnis

1.1	Deskriptive Statistik: Datensatz	8
1.2	Korrelationsmatrix ausgewählter Zinssätze	8
1.3	Deskriptive Statistik: Datensatz (USA)	11
1.4	Korrelationsmatrix ausgewählter Zinssätze (USA)	12
1.5	Regressionsergebnisse Taylor-Regel: Deutschland versus USA	14
2.1	Deskriptive Statistik: Latenten Faktoren im DRA-Zinsmodell	21
2.2	Ergebnisse der Parameterschätzung im DRA-Zinsmodell	25
2.3	Eigenschaften der geschätzten Residuen im DRA-Ansatz	26
2.4	Ergebnisse der Parameterschätzung im DRA-Zinsmakromodell	28
2.5	Varianzzerlegung der makroökonomischen Variablen im DRA-Ansatz	33
2.6	Varianzzerlegung der Zinssätze im DRA-Ansatz	34
3.1	Deskriptive Statistik: Latente Faktoren im AP-Ansatz	52
3.2	Ergebnisse der Parameterschätzung im AP-Zinsmodell	54
3.3	Eigenschaften der geschätzten Residuen im AP-Ansatz	56
3.4	Short rate Parameter im AP-Zinsmakromodell	58
3.5	Ergebnisse der Parameterschätzung im AP-Zinsmakromodell	60
3.6	Varianzzerlegung der Zinssätze im AP-Ansatz	63
3.7	Faktorregressionen im AP-Ansatz	65
4.1	Deskriptive Statistik: Latente Faktoren im RW-Ansatz	78
4.2	Ergebnisse der Parameterschätzung im RW-Ansatz	79
4.3	Eigenschaften der geschätzten Residuen im RW-Ansatz	81
4.4	Varianzzerlegung der Zustandsvariablen im RW-Ansatz	86
4.5	Varianzzerlegung der Zinssätze im RW-Ansatz	87
5.1	Deskriptive Statistik: Europäische Daten	96
5.2	Realignments und bilaterale Paritäten	98
5.3	Erwartete Wechselkursänderung im Band: 3 Monate	102
5.4	Erwartete Wechselkursänderung im Band: 12 Monate	103
6.1	Deskriptive Statistik: Latente Faktoren im EWS-Ansatz	116
6.2	Ergebnisse der Parameterschätzung im Benchmark-Modell	117
6.3	Ergebnisse der Parameterschätzung im EWS-Modell	121
6.4	Eigenschaften der geschätzten Residuen im EWS-Ansatz	124
6.5	Geldpolitische Reaktionskoeffizienten im EWS-Ansatz	125
6.6	Varianzzerlegung der Zustandsvariablen im EWS-Ansatz	133
6.7	Varianzzerlegung der Zinssätze im EWS-Ansatz	134

A.1	Priori-Verteilungen im DRA-Ansatz	160
A.2	Priori-Verteilungen im AP-Ansatz	161
A.3	Priori-Verteilungen im RW-Ansatz	161
A.4	Priori-Verteilungen im EWS-Ansatz	162
B.1	Deskriptive Statistik: Latenten Faktoren im DRA-Zinsmodell (USA)	173
B.2	Ergebnisse der Parameterschätzung im DRA-Zinsmodell (USA)	174
B.3	Ergebnisse der Parameterschätzung im DRA-Zinsmakromodell (USA) . . .	175
B.4	Eigenschaften der geschätzten Residuen im DRA-Ansatz (USA)	176
B.5	Varianzzerlegung der makroökonomischen Variablen im DRA-Ansatz (USA)	176
B.6	Varianzzerlegung der Zinssätze im DRA-Ansatz (USA)	177
C.1	Deskriptive Statistik: Latente Faktoren im AP-Ansatz (USA)	183
C.2	Ergebnisse der Parameterschätzung im AP-Zinsmodell (USA)	184
C.3	Eigenschaften der geschätzten Residuen im AP-Ansatz (USA)	184
C.4	Short rate Parameter im AP-Zinsmakromodell (USA)	184
C.5	Ergebnisse der Parameterschätzung im AP-Zinsmakromodell (USA) . . .	185
C.6	Varianzzerlegung der Zinssätze im AP-Ansatz (USA)	186
C.7	Faktorregressionen im AP-Ansatz (USA)	187
D.1	Deskriptive Statistik: Latente Faktoren im RW-Ansatz (USA)	193
D.2	Ergebnisse der Parameterschätzung im RW-Ansatz (USA)	194
D.3	Eigenschaften der geschätzten Residuen im RW-Ansatz (USA)	194
D.4	Varianzzerlegung der Zustandsvariablen im RW-Ansatz (USA)	195
D.5	Varianzzerlegung der Zinssätze im RW-Ansatz (USA)	195

Einleitung

Gängige Verfahren zur Modellierung der Zinsstruktur versuchen mit unterschiedlicher theoretischer Rigorosität und wechselnder struktureller Komplexität das Verhalten der Laufzeitstruktur der Zinsen allein auf der Grundlage vergangener Zinsdaten selbst zu charakterisieren. Das Ergebnis ist eine statistische/quantitative Beschreibung der Dynamik der Zinsstrukturkurve. Die nach den Autoren benannte Nelson-Siegel Kurve (Nelson und Siegel, 1987) ist ein klassisches Beispiel für ein nicht-strukturelles Verfahren, wohingegen die in Duffie und Kan (1996) klassifizierten affinen Zinsstrukturmodelle schon allein aufgrund der postulierten Bedingung der Arbitragefreiheit¹ ein größeres Maß an strukturellen Restriktionen erfordern. Beiden Ansätzen gemein ist die Beschränkung auf wenige latente, also unbeobachtbare Faktoren zur Beschreibung der kompletten Laufzeitstruktur, welche meist als Niveau (Level), Steigung (Slope) und Krümmung (Curvature) interpretiert werden.²

Obwohl die Verwendung unbeobachtbarer Faktoren hinsichtlich der exakten Bepreisung von Zinsprodukten und -derivaten durchaus angemessen erscheint, sind es doch gerade die makroökonomischen Triebkräfte hinter der Dynamik der Zinsstruktur, welche aus volkswirtschaftlicher und insbesondere geldpolitischer Perspektive interessant sind. Aus makroökonomischer Sicht ist der kurzfristige Zins das geldpolitische Instrument, welches von der Zentralbank entsprechend ihrer Verlustfunktion zur Erreichung gesamtwirtschaftlicher Ziele gesteuert wird. Langfristige Zinssätze werden in der empirischen Makroökonomik entsprechend der Erwartungshypothese der Zinsstruktur als Durchschnitte der erwarteten Kurzfristzinsen gebildet.³ In finanzwirtschaftlichen Modellen hat der kurzfristige Zins ebenfalls eine herausragende Bedeutung für die gesamte Laufzeitstruktur der Zinsen.⁴ Abweichungen von der Erwartungshypothese werden dabei aber explizit in Form von zeitvariablen Risikoprämien berücksichtigt. Ein integrierter Modellierungsansatz mit makroökonomischen und zinsspezifischen Elementen verspricht daher ein tieferes interdisziplinäres Verständnis der Determinanten der Zinsstruktur und ihrer Bedeutung für zentrale makroökonomische Zusammenhänge.

Die Integration makroökonomischer Daten in Zinsstrukturmodelle hat zum Ziel, den Erklärungsgehalt rein finanzwirtschaftlicher Modelle zu verbessern und Rückschlüsse auf die Wirkungszusammenhänge zwischen volkswirtschaftlichen Größen und den Zinssätzen verschiedener Laufzeiten zu ziehen. Eine mittlerweile umfangreiche Literatur zeigt, wie

¹Gilt Arbitragefreiheit, so kann mit einem Nettokapitaleinsatz von Null kein sicherer zukünftigen Gewinn erzielt werden. Ein Nettokapitaleinsatz von Null wird durch ein Portfolio aus positiven und negativen Anteilen an Anleihen unterschiedlicher Laufzeiten beschrieben, dessen Wert Null beträgt. Vgl. Deutsche Bundesbank (2006), S. 19.

²Litterman und Scheinkman (1991), S. 57, benennen die im Rahmen einer Hauptkomponentenanalyse extrahierten Faktoren als Level, Steepness und Curvature.

³Vgl. Deutsche Bundesbank (2006), S. 19.

⁴Vgl. Diebold et al. (2005), S. 415.

makroökonomische Daten mit unterschiedlicher theoretischer Fundierung in finanzwirtschaftliche Zinsstrukturmodelle eingebunden werden können. Untersuchungen zu solchen makroökonomischen Zinsstrukturmodellen werden häufig mit dem Zusatz Macro-Finance versehen, um die Interdisziplinarität der Ansätze zu betonen. Diebold et al. (2006) integrieren mit der Inflationsrate, der Kapazitätsauslastung sowie der Federal Funds Rate wichtige makroökonomische Indikatoren in die Zustandsdynamik eines auf der Nelson-Siegel Kurve basierenden Zinsstrukturmodells. Ang und Piazzesi (2003) verwenden ein um Maßzahlen für die makroökonomischen Größen Realwachstum und Inflation erweitertes affines Zinsstrukturmodell, wobei sie den kurzfristigen Zins im Sinne einer Taylor-Regel interpretieren. Rudebusch und Wu (2008) präsentieren einen hinsichtlich der makroökonomischen Dynamik theoretisch rigoroseren Ansatz, in welchem für Output und Inflation Neu-Keynesianische Zusammenhänge unterstellt werden. Gleichzeitig assoziieren sie die latenten Faktoren des verwendeten affinen Zinsstrukturmodells explizit mit der Geldpolitik.

Die Verwendung so genannter Faktormodelle in der integrierten Analyse von Makroökonomie und Zinsstruktur hat gegenüber empirischen Untersuchungen mit vektorautoregressiven Systemen zahlreiche Vorteile.⁵ Zum einen lässt sich das Verhalten der gesamten Zinsstruktur beschreiben, nicht nur die Dynamik der bei der Schätzung verwendeten Zinssätze. Zum anderen bieten Faktormodelle die Möglichkeit, wichtige theoretische Restriktionen wie die Bedingung der Arbitragefreiheit zu postulieren. Abschließend erlauben Faktormodelle die Verwendung latenter, also unbeobachtbarer Variablen.⁶ In diesem Zusammenhang von großer Bedeutung ist der in Zinsstrukturmodellen gewonnene, das Zinsniveau beschreibende latente Faktor (Level), welcher in Macro-Finance Untersuchungen mit den Inflationserwartungen assoziiert wird.⁷ Eine gemeinsame Modellierung mit beobachtbaren makroökonomischen Variablen ermöglicht es, deren dynamische Interaktion mit der erwarteten Preisentwicklung zu analysieren. Der Steigungsfaktor (Slope) in Zinsstrukturmodellen zeigt dagegen klare Abhängigkeiten von der tatsächlichen Inflationsrate sowie der Outputlücke, weshalb es logisch erscheint, ihn mit der Systematik der Geldpolitik zu verknüpfen.

Die vorliegende Arbeit widmet sich zunächst modelltheoretischen Aspekten vor dem Hintergrund eines deutsch-US-amerikanischen Vergleichs. Das Zusammenspiel von Makroökonomie und Zinsstruktur wird dabei mit Hilfe der prominenten Ansätze von Diebold et al. (2006), Ang und Piazzesi (2003) und Rudebusch und Wu (2008) in einem einheitlichen ökonometrischen Rahmen für ein konsistentes geldpolitisches Regime untersucht. Die Reihenfolge richtet sich dabei nach der strukturellen Komplexität der Modelle. Das Modell von Diebold et al. (2006) verwendet mit der Nelson-Siegel Kurve eine rein statistische Beschreibung der Zinsstruktur während Zinsstrukturfaktoren und makroökonomische Variablen einem unrestringierten vektorautoregressiven Prozess folgen. Im Modell von Ang und Piazzesi (2003) werden die Zinssätze unter der Bedingung der Arbitragefreiheit gebildet. Dafür wird vereinfachend von einer Unabhängigkeit zwischen makroökonomischen Variablen und Zinsstrukturfaktoren ausgegangen, welche beide wiederum autoregressiven Prozessen folgen. Das Modell von Rudebusch und Wu (2008) weist schließlich die höchste

⁵Vgl. hierzu und zum Folgenden: Ang und Piazzesi (2003), S. 746 f. Beispiele für VAR-Untersuchungen sind die Arbeiten von Estrella und Mishkin (1997) und Evans und Marshall (1998, 2007).

⁶In VAR-Modellen kann dies durch die Verwendung von zuvor im Rahmen einer Hauptkomponentenanalyse der Zinssätze gewonnenen Variablen erreicht werden (Vgl. Diebold et al. (2006), S. 314).

⁷Die Fisher-Gleichung definiert den Nominalzins als Summe aus Realzins und Inflationserwartungen, weshalb Variationen im Niveau der nominalen Zinsstruktur auf Veränderungen in den Inflationserwartungen zurückgeführt werden können.

strukturelle Komplexität auf. Wie im Ansatz von Ang und Piazzesi (2003) wird ein Arbitragefreiheit garantierendes affines Zinsstrukturmodell verwendet. Gleichzeitig werden den unbekannten Zinsstrukturfaktoren zentrale makroökonomische Konzepte zugeordnet und diese gemeinsam mit beobachtbaren makroökonomischen Größen in einem strukturellen Neu-Keynesianischen Rahmen modelliert.

Für jedes der Modelle werden in den Kapiteln 2 bis 4 Ergebnisse für die Bundesrepublik Deutschland und die USA präsentiert und entscheidende Unterschiede zwischen den Ländern thematisiert. Der Untersuchungszeitraum ist 1979-01 bis 1998-12. Aus geldpolitischer Sicht von zentraler Bedeutung sind dabei die Reaktionskoeffizienten der Zentralbank, welche die geldpolitische Reaktion auf gesamtwirtschaftliche Schwankungen bemessen. Ebenso bedeutsam ist der Einfluss des geldpolitischen Instruments auf die makroökonomischen Größen und die Transmission entsprechender Innovationen entlang der Zinsstruktur. Darüber hinaus von Interesse ist die Abhängigkeit der Inflationserwartungen von der Evolution der makroökonomischen Größen sowie der geldpolitischen Ausrichtung. In diesem Zusammenhang kann analysiert werden, ob sich die hohe Reputation der Deutschen Bundesbank im internationalen Vergleich in besser verankerten Inflationserwartungen niederschlägt.

Den drei genannten Modellierungsansätzen gemein ist die Beschränkung auf nationale Faktoren bei der Analyse von Makroökonomie und Zinsstruktur. Die Vernachlässigung des Wechselkursregimes bedeutet, dass implizit von einer geschlossenen Volkswirtschaft ausgegangen wird. Während eine solche Vereinfachung im Falle der US-amerikanischen Volkswirtschaft aufgrund ihrer Größe und flexibler Wechselkurse zulässig erscheint, stellt sich bezüglich der Bundesrepublik Deutschland insbesondere vor dem Hintergrund der Mitgliedschaft im Europäischen Währungssystem (EWS) in der Phase 1979-03 bis 1998-12 die Frage nach der Bedeutung externer Faktoren für die Geldpolitik der Bundesbank. von Hagen (1989) spricht in diesem Zusammenhang von einer dualen Wechselkursbeschränkung der Bundesbank hinsichtlich des D-Mark/US-Dollar Wechselkurses sowie hinsichtlich der Wechselkurse im EWS.⁸ Der Wechselkursmechanismus (WKM) im Rahmen des EWS kann formal als kooperatives Wechselkursregime verstanden werden, in welchem die beteiligten Zentralbanken gemeinsam die bilateralen Wechselkurse zwischen den Teilnehmerländern durch Devisenmarktinterventionen und die allgemeine geldpolitische Ausrichtung steuern. Der WKM sieht dabei klare Interventionsgrenzen um zuvor festgelegte bilaterale Wechselkursparitäten vor. Neben dieser formalen Wechselkursbeschränkung in Form einer Interventionspflicht ist die Wechselkursbeschränkung bezüglich des D-Mark/US-Dollar Wechselkurses informell und drückte das Ziel der Bundesbank aus, realwirtschaftliche Entwicklungen im Sinne einer antizyklischen Politik zu stabilisieren.⁹ Im Hinblick auf die in den 1980er Jahren extremen Bewegungen des D-Mark/US-Dollar Wechselkurses im Zuge der Volcker Disinflation und der anschließend platzenden Dollar-Blase erscheint es sinnvoll, die US-amerikanische Geldpolitik neben der EWS-Beschränkung explizit in die Reaktionsfunktion der Bundesbank einzubeziehen. Eine gemeinsame Modellierung der makroökonomischen Aggregate mit der Zinsstruktur ermöglicht dabei neben der Ermittlung geldpolitischer Reaktionskoeffizienten eine Analyse der in den Zinssätzen enthaltenen privaten Erwartungen und Risikoeinschätzungen, welche sich im allgemeinen Zinsniveau und in laufzeitspezifischen Risikoprämien niederschlagen.

Kapitel 6 zeigt, welche Änderungen sich in einem nationalen makroökonomischen Zinsstrukturmodell ergeben, wenn der dualen Wechselkursbeschränkung der Bundesbank explizit Rechnung getragen wird. Dazu werden die nationalen Faktoren Outputlücke, Infla-

⁸Vgl. von Hagen (1989), S. 61.

⁹Vgl. Clarida und Gertler (1997), S. 364

tionsrate, Inflationserwartungen und geldpolitischer Zins um zwei externe Faktoren erweitert. Gemäß des D-Mark/US-Dollar Stabilisierungsmotivs der Bundesbank wird der US-amerikanische Politikzins als zusätzliche Determinante eingeführt. Die zweite Beschränkung wird durch eine Maßzahl für Realignmentserwartungen im EWS approximiert, welche als geldpolitischer Interventionsindikator verstanden wird. Die Extrahierung solcher Erwartungen aus Wechselkursen und Zinsdifferentialen wird in Kapitel 5 thematisiert. Die Berücksichtigung der Wechselkursbeschränkungen der Bundesbank in makroökonomischen Zinsstrukturmodellen stellt eine Innovation innerhalb der Macro-Finance Literatur dar, welche es ermöglicht, etwaige Fehlinterpretationen in nationalen Modellen aufzudecken. Gleichzeitig trägt das in Kapitel 6 vorgestellte Modell zur Debatte der „German Dominance Hypothesis“ (GDH) bei, welche sich hinsichtlich der informellen Funktionsweise des EWS mit der Frage beschäftigt, ob die Bundesbank die Geldpolitik im EWS dominiert hat. Vereinfachend kann die GDH als einseitige geldpolitische Abhängigkeit der anderen EWS-Länder gegenüber Deutschland zusammengefasst werden. Zu den prominenten (frühen) Vertretern der GDH zählen Giavazzi und Giovannini (1987). Arbeiten im Sinne von Fratianni und von Hagen (1990) weisen dagegen Deutschland zwar eine besondere Rolle im EWS zu, lehnen die GDH in ihrer strikten Form aber ab. In der vorliegenden Analyse würde die Gültigkeit der GDH bedeuten, dass die extrahierten Realignmentserwartungen im EWS keine Rolle im geldpolitischen Kalkül der Bundesbank gespielt haben. Die Inflationserwartungen und die laufzeitspezifischen Risikoprämien geben darüber hinaus Aufschluss über die Erwartungsbildung und die diesbezügliche Bepreisung makroökonomischer Risiken.

Alle präsentierten Modellansätze können in den Kontext eines State Space Systems gebracht werden, welches aus einer Beobachtungsgleichung und einer Übergangsgleichung besteht.¹⁰ Die Beobachtungsgleichung setzt die Zinssätze als beobachtbare Variablen in Zusammenhang zu den Zustandsvariablen, welche die Volkswirtschaft beschreiben. Deren Dynamik wird durch die Übergangsgleichung abgebildet. Im Gegensatz zu latenten Faktormodellen besteht der Vektor der Zustandsvariablen in makroökonomischen Zinsstrukturmodellen neben latenten Faktoren auch aus beobachtbaren makroökonomischen Größen wie der Outputlücke und der Inflationsrate. Hierdurch kann die Evolution der Zinssätze direkt und indirekt auf die gesamtwirtschaftliche Dynamik zurückgeführt werden. Gleichzeitig können die latenten Faktoren im Hinblick auf die private Erwartungsbildung interpretiert werden.

Die Arbeit ist in drei Teile untergliedert. Der erste Teil beschäftigt sich mit ersten Evidenzen zu den makroökonomischen Determinanten der Zinsstruktur. Neben deskriptiver Statistik zu den Zeitreihen der Zinssätze und der makroökonomischen Aggregate werden die Ergebnisse des (nicht-strukturellen) Ansatzes von Diebold et al. (2006) präsentiert. Der zweite Teil beschäftigt sich mit dem in der Finanzwirtschaft verbreiteten affinen Zinsstrukturmodell. Anhand der Ansätze von Ang und Piazzesi (2003) und Rudebusch und Wu (2008) wird gezeigt, wie makroökonomische Dynamik mit unterschiedlicher struktureller Komplexität in ein solches Modell integriert werden kann. Der dritte Teil thematisiert die internationalen Restriktionen der Bundesbank. Nach einer Beschreibung der Zins- und Wechselkursentwicklung im EWS wird die Bedeutung internationaler Faktoren für die deutsche Geldpolitik anhand eines makroökonomischen Zinsstrukturmodells vor dem Hintergrund der GDH analysiert. Informationen zur modellspezifischen Schätzerfordernis sowie zum verwendeten Schätzalgorithmus sind abschließend in Anhang A zusammengefasst.

¹⁰Vgl. hierzu und zum Folgenden: Piazzesi (2010), S. 725.

Teil I

Makroökonomische Determinanten der Zinsstruktur

Kapitel 1

Deskriptive Statistik und vorläufige Evidenzen

Das Kapitel präsentiert den im deutsch-US-amerikanischen Vergleich verwendeten Datensatz und liefert erste empirische Evidenzen zum Zusammenhang zwischen Zinssätzen und makroökonomischen Variablen.

Alle Daten zur Bundesrepublik Deutschland entstammen der Zeitreihen-Datenbank der Deutschen Bundesbank. Bei der Zinsstruktur (y) handelt es sich um Monatsendstände von Renditen hypothetischer Nullkuponanleihen, welche auf Basis der Svensson (1994a) Erweiterung der Nelson und Siegel (1987) Kurve aus öffentlichen Anleihen geschätzt wurden. Die verwendeten Laufzeiten sind: 1, 3, 6, 9, 12, 15, 18, 21, 24, 30, 36, 48, 60, 72, 84, 96, 108 und 120 Monate. Für die Zinssätze der 1- und 3-monatigen Anleihen werden anstelle der zum Teil extrem schwankenden Svensson-Schätzwerte die beobachteten Geldmarktsätze für Monats- und Dreimonatsgeld am Monatsende verwendet.¹¹

Da Daten zum Bruttoinlandsprodukt lediglich auf Quartalsbasis zur Verfügung stehen, wird die Höhe des Outputs durch die gesamtwirtschaftliche Industrieproduktion approximiert.¹² Die Outputlücke wird in Anlehnung an Clarida et al. (1998) als Abweichung der logarithmierten monatlichen Industrieproduktion von einem quadratischen Trend berechnet.¹³ Die Outputlücke g entspricht dann dem Residuum u in einer Regression der logarithmierten Industrieproduktion ($\log(\text{IP}) = \text{ip}$) auf den einfachen sowie den quadrierten Zeitindex t :

$$\text{ip}_t = \alpha + \beta_1 t + \beta_2 t^2 + u_t,$$

$$g_t = u_t.$$

Die Inflationsrate π wird als annualisierte Wachstumsrate des Verbraucherpreisindex P wie folgt bestimmt:

$$\pi_t = \log(P_t) - \log(P_{t-12}).$$

¹¹Diese Vorgehensweise basiert auf Fendel (2008), welcher für das kurze Ende der Zinsstruktur (1-Monatszins und 3-Monatszins) ebenfalls die entsprechenden Geldmarktsätze wählt. Als Rechtfertigung für eine solche Approximation lässt sich die eher geringe Ausfallwahrscheinlichkeit auf dem deutschen Interbankenmarkt anführen (Vgl. Fendel (2004), S. 21).

¹²Die zugehörige Zeitreihe weist für die Periode 1984-06 ein Kuriosum auf, da die Industrieproduktion in diesem Monat um 10,3% fällt, um dann im nächsten Monat um 13,6% zu steigen. In Anlehnung an Engel und West (2006), S. 1181, wird dieser abrupte Abfall als Datenfehler oder aber als transitorischer Schock behandelt und der Verlauf an dieser Stelle geglättet, indem für die Periode 1984-06 der Mittelwert der vorangegangenen und der nachfolgenden Periode gesetzt wird.

¹³Vgl. Clarida et al. (1998), S. 1044.

Als geldpolitisches Instrument der Bundesbank wird der Zinssatz für Tagesgeld am deutschen Geldmarkt (r) im Monatsdurchschnitt verwendet.¹⁴

Die US-amerikanischen Zinsstrukturdaten entstammen der Untersuchung von Gürkaynak et al. (2007). Hierbei handelt es sich wie im deutschen Datensatz um Svensson-Zinssätze öffentlicher Anleihen auf Monatsbasis. Die Zinsstruktur deckt das oben genannte Laufzeitspektrum ab. Für den 1- und 3-Monatszins werden keine Approximationen sondern ebenfalls die Svensson-Schätzwerte verwendet.

Bei den makroökonomischen Daten handelt es sich um monatliche Beobachtungen des Industrial Production Index, des Consumer Price Index sowie der Federal Funds Rate als geldpolitisches Instrument. Die Zeitreihen wurden der Datenbank der Federal Reserve Bank of St. Louis entnommen. Die Berechnung der Outputlücke und der Inflationsrate erfolgt wie oben beschrieben.¹⁵

Als Untersuchungszeitraum wird in den Kapiteln 2 bis 4 vor dem Hintergrund eines konsistenten geldpolitischen Regimes die Periode 1979-01 bis 1998-12 gewählt. Bezüglich der Bundesrepublik Deutschland beginnt die Stichprobe im Jahr der Einführung des Europäischen Währungssystems (EWS) und endet mit der Übernahme der Geldpolitik durch die Europäische Zentralbank im Januar 1999, eine Phase, die als „Bundesbank Regime“ bezeichnet werden kann.¹⁶ Für die US-amerikanischen Daten bedeutet das Jahr 1979 mit der Ernennung Paul Volckers zum Vorsitzenden der Federal Reserve und dem damit einhergehenden Beginn der Disinflation ebenfalls einen entscheidenden strukturellen Bruch.¹⁷ Das Sample-Ende 1998-12 für die USA wurde im Hinblick auf den Vergleich mit dem „Bundesbank Regime“ gewählt.

1.1 Bundesrepublik Deutschland

Zinssätze Deskriptive Statistik zu den makroökonomischen Variablen (g, π, r) und den Zinssätzen (y) ist in Tabelle 1.1 zu finden. Tabelle 1.2 zeigt die Korrelation ausgewählter Zinssätze. Im Mittel liegen die Zinssätze im Untersuchungszeitraum zwischen 6,33 für den 1- und 7,38% für den 120-Monatszins. Der Mittelwert steigt dabei mit zunehmender Laufzeit, was durch die durchschnittlich steigende Zinsstrukturkurve in Abbildung 1.1 abgebildet wird. Eine Ausnahme stellt der 3-Monatszins dar, dessen Mittelwert den des vorherigen, sowie die der vier folgenden Zinssätze übersteigt. Hierbei ist zu beachten, dass der 3-Monatszins wie auch der 1-Monatszins mit Hilfe des jeweils beobachteten Geldmarktzinses approximiert und nicht wie die anderen Zinssätze mit dem Svensson-

¹⁴Die zur Berechnung der Svensson-Zinssätze benötigten Parameterzeitreihen tragen die Bezeichnungen WZ9801 bis WZ9806. Tageswerte für Tages-, Monats- und Dreimonatsgeld sind unter ST0101, ST0104 und ST0107 zu finden. Die Titel der saisonbereinigten Reihen der Industrieproduktion und des Verbraucherpreisindex lauten BBDE1.M.DE.Y.BAA1.A2P200000.G.C.I05.L und USFB99.

¹⁵Die Parameterzeitreihen für die Svensson-Schätzung können von der Internetseite des Board of Governors of the Federal Reserve System abgerufen werden. Die saisonbereinigten Zeitreihen des Industrial Production Indexes und des Consumer Price Indexes tragen die Bezeichnungen INDPRO und CPIAUCSL. Die Federal Funds Rate ist unter FEDFUNDS zu finden.

¹⁶Vgl. Fendel (2004), S. 21.

¹⁷Clarida et al. (2000) ermitteln in diesem Zusammenhang im Rahmen einer Subsample-Analyse erhebliche Unterschiede im Inflationsziel und in der geldpolitischen Reaktion auf Inflationserwartungen zwischen der Periode 1960-01 bis 1979-02 und dem Zeitraum 1979-03 bis 1996-04. Im zweiten Abschnitt, welcher in die Amtszeit der Vorsitzenden Paul Volcker und Alan Greenspan fällt, sinkt das Inflationsziel und der mit Inflationserwartungen verbundene Reaktionskoeffizient steigt deutlich (Vgl. Clarida et al. (2000), S. 157).

Tabelle 1.1 Deskriptive Statistik: Datensatz

	Mittelwert	St.-Abw.	Schiefe	Kurtosis	Min.	Max.	AK1	AK2	AK3
g	-0,15	4,64	0,68	2,93	-9,06	13,18	0,95	0,93	0,91
π	2,73	1,68	0,31	2,69	-1,00	6,93	0,98	0,96	0,93
r	6,16	2,40	0,54	2,22	2,99	12,00	0,98	0,97	0,95
$y1$	6,33	2,52	0,65	2,64	3,05	14,00	0,98	0,96	0,94
$y3$	6,45	2,57	0,64	2,69	3,10	14,50	0,98	0,96	0,94
$y6$	6,34	2,44	0,64	2,82	3,02	13,73	0,98	0,96	0,93
$y9$	6,35	2,37	0,60	2,74	3,04	13,49	0,98	0,96	0,93
$y12$	6,38	2,30	0,54	2,64	3,06	13,17	0,98	0,96	0,93
$y15$	6,42	2,24	0,49	2,55	3,08	12,88	0,98	0,96	0,93
$y18$	6,47	2,18	0,45	2,48	3,10	12,65	0,98	0,96	0,93
$y21$	6,52	2,13	0,41	2,44	3,12	12,47	0,98	0,95	0,93
$y24$	6,57	2,08	0,38	2,41	3,14	12,33	0,98	0,95	0,93
$y30$	6,67	1,98	0,34	2,39	3,19	12,14	0,98	0,95	0,92
$y36$	6,76	1,90	0,32	2,40	3,25	12,00	0,98	0,95	0,92
$y48$	6,92	1,75	0,29	2,47	3,37	11,76	0,98	0,94	0,91
$y60$	7,05	1,62	0,26	2,57	3,49	11,49	0,97	0,94	0,91
$y72$	7,15	1,51	0,22	2,67	3,62	11,20	0,97	0,94	0,90
$y84$	7,23	1,42	0,17	2,76	3,75	10,90	0,97	0,93	0,90
$y96$	7,29	1,34	0,10	2,83	3,87	10,60	0,97	0,93	0,89
$y108$	7,34	1,27	0,04	2,90	3,99	10,40	0,96	0,92	0,88
$y120$	7,38	1,21	-0,03	2,95	4,10	10,24	0,96	0,92	0,88

Zentrale Momente und Autokorrelationen der makroökonomischen Variablen Outputlücke (g), Inflationsrate (π) und Politikzins (r) sowie der Zinssätze (y) für Laufzeiten von 1 bis 120 Monaten im deutschen Datensatz. Grundlage sind monatliche Beobachtungen. Alle Größen sind annualisiert und in Prozentpunkten ausgedrückt. Die Angabe der Autokorrelationen (AK) bezieht sich auf die Lags 1–3. Der Untersuchungszeitraum ist 1979-01 bis 1998-12. Datenquelle: Deutsche Bundesbank.

Tabelle 1.2 Korrelationsmatrix ausgewählter Zinssätze

	$y1$	$y12$	$y24$	$y36$	$y48$	$y60$	$y84$	$y96$	$y120$
$y1$	1,0000	0,9739	0,9420	0,9154	0,8936	0,8738	0,8345	0,8140	0,7707
$y12$		1,0000	0,9902	0,9754	0,9606	0,9453	0,9118	0,8937	0,8551
$y24$			1,0000	0,9959	0,9871	0,9760	0,9489	0,9336	0,9009
$y36$				1,0000	0,9974	0,9909	0,9708	0,9584	0,9307
$y48$					1,0000	0,9980	0,9850	0,9755	0,9524
$y60$						1,0000	0,9938	0,9872	0,9689
$y84$							1,0000	0,9987	0,9898
$y96$								1,0000	0,9956
$y120$									1,0000

Korrelationen ausgewählter Zinssätze für Laufzeiten zwischen 1 und 120 Monaten im deutschen Datensatz. Der Untersuchungszeitraum ist 1979-01 bis 1998-12.

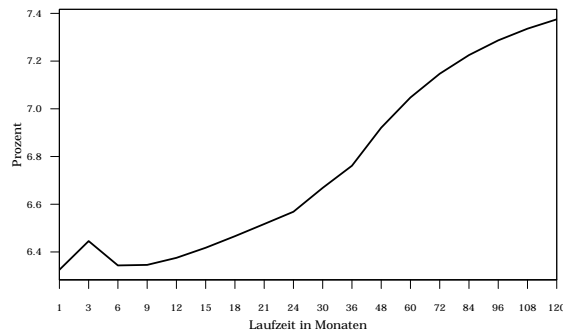


Abbildung 1.1 Durchschnittliche Zinsstrukturkurve

Durchschnittliche (annualisierte) Zinssätze für Laufzeiten von 1 bis 120 Monaten im deutschen Datensatz. Der Untersuchungszeitraum ist 1979-01 bis 1998-12.

Verfahren geschätzt wird. Die Volatilität gemessen an der Standardabweichung sowie der an den Minimal- und Maximalwerten abzulesenden Schwankungsbreite sinkt mit der Laufzeit bei gleichzeitig abnehmender Autokorrelation. Die Korrelation der Zinssätze untereinander ist zwischen benachbarten Laufzeiten sehr hoch, sinkt aber mit zunehmendem Laufzeitabstand. So liegt die Korrelation zwischen dem 1- und dem 12-Monatszins bei 0,97, die Korrelation zwischen dem 1- und dem 120-Monatszins allerdings nur noch bei 0,77. Die Schiefe ist mit Ausnahme des 120-Monatszinses positiv, die Verteilungen sind also rechtsschief. Gleichzeitig nimmt die Schiefe mit steigender Laufzeit ab, die Verteilung der Zinssätze nähert sich also einer symmetrischen Verteilung an. Die größere Schiefe am kurzen Ende der Zinsstruktur bedeutet, dass dort wesentlich mehr Beobachtungen unter als über dem Mittelwert liegen. Dieser Befund schwächt sich mit steigender Laufzeit immer mehr ab, bis am langen Ende eine eher symmetrische Streuung um den Mittelwert zu beobachten ist. Bezüglich der Kurtosis ist der so genannte Exzess über das gesamte Laufzeitspektrum negativ, im Vergleich zu einer Normalverteilung sind die Verteilungen also zumeist eher flachgipflig. Im Hinblick auf die sehr langfristigen Zinssätze ist der negative Exzess allerdings so gering, dass von einer normalgipfligen Verteilung gesprochen werden kann. Am stärksten ausgeprägt ist der negative Exzess im Bereich von 1 bis 5 Jahren.

Zusammenfassend lässt sich festhalten, dass Zinssätze am langen im Vergleich zum kurzen Ende im Mittel höher sind, weniger stark und symmetrischer um den Mittelwert streuen sowie weniger stark autokorreliert sind. Abbildung 1.2 zeigt den Verlauf ausgewählter Zinssätze im Untersuchungszeitraum.

Makroökonomie Der Verlauf der makroökonomischen Variablen Outputlücke (g), Inflationsrate (π) und Politikzins (r) ist in Abbildung 1.3 dargestellt. Die Variablen weisen ebenfalls eine hohe Autokorrelation auf, wobei diese beim mit Hilfe des Tagesgeldzinssatzes approximierten Politikzins am größten ist. Mit Koeffizienten von 0,98 (Lag 1) bis 0,95 (Lag 3) ist dies der am stärksten autokorrelierte Zins im gesamten Datensatz. Bezüglich der Kurtosis weist er zudem den größten negativen Exzess auf, ist also im Vergleich sehr flach verteilt. Sein Mittelwert liegt mit 6,16% unter dem des 1-Monatszinses. Die Verteilungen der Makrovariablen sind rechtsschief. Für die wirtschaftliche Entwicklung gemessen an der Outputlücke bedeutet dies bei einem Mittelwert von $-0,15\%$, dass das Produktionspotential im Untersuchungszeitraum häufiger unter- als überschritten wird. Die in Abbildung 1.3 zu erkennende starke Volatilität der Outputlücke schlägt sich in einer hohen Standardabweichung und einer im Vergleich zu den anderen Größen gerin-

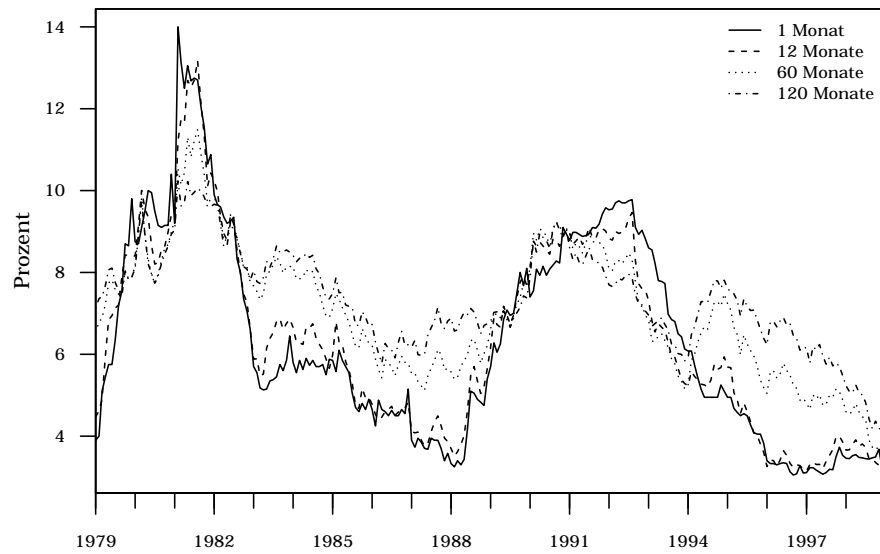


Abbildung 1.2 Ausgewählte Zinssätze

Zeitreihenverlauf verschiedener (annualisierter) Zinssätze im deutschen Datensatz. Der Untersuchungszeitraum ist 1979-01 bis 1998-12.

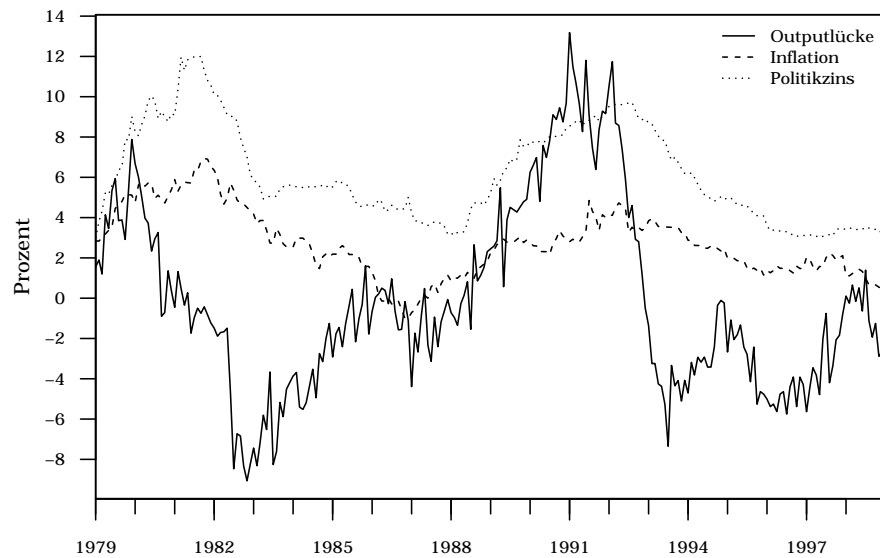


Abbildung 1.3 Outputlücke, Inflationsrate und Politikzins

Zeitreihenverlauf der (annualisierten) makroökonomischen Variablen im deutschen Datensatz. Der Untersuchungszeitraum ist 1979-01 bis 1998-12.

geren Autokorrelation nieder. Die Schwankungsbreite ist angesichts eines Minimalwertes von $-9,06\%$ bei einem Maximalwert von $13,18\%$ auffallend groß. Die durchschnittliche Inflationsrate liegt im Beobachtungszeitraum bei $2,73\%$.

1.2 USA

Zinssätze Deskriptive Statistik zu den US-amerikanischen Größen ist in Tabelle 1.3 zu finden. Tabelle 1.4 zeigt die Korrelation ausgewählter Zinssätze. Die durchschnittliche Zinsspanne liegt zwischen $7,23\%$ beim 1- und $8,79\%$ beim 120-Monatszins und damit für die einzelnen Laufzeiten um ca. 1 bis 1,5 Prozentpunkte über den deutschen Werten. Die durchschnittliche Zinsstrukturkurve (Abbildung 1.4) weist mit ihrer positiven Steigung einen normalen Verlauf auf. Die Volatilität der Zinssätze sinkt mit der Laufzeit, wenngleich die Standardabweichung an jeder Stelle im Vergleich zu den deutschen Daten deutlich erhöht ist. Für den 120-Monatszins liegt die Standardabweichung um über 1 Prozentpunkt über der deutschen. Ebenfalls größer ist die Schwankungsbreite der Zinssätze gemessen als Differenz aus Maximalwert und Minimalwert. Im Durchschnitt liegt diese für die USA mit $11,9\%$ deutlich über der deutschen Spanne in Höhe von $8,9\%$. Die Autokorrelation der Zinssätze ist ebenfalls hoch, nimmt aber im Gegensatz zum deutschen Datensatz mit der Laufzeit zu- und nicht ab. Die Korrelation der Zinssätze untereinander ähnelt der

Tabelle 1.3 Deskriptive Statistik: Datensatz (USA)

	Mittelwert	St.-Abw.	Schiefe	Kurtosis	Min.	Max.	AK1	AK2	AK3
g	-0,61	4,16	0,26	2,60	-10,20	8,90	0,97	0,93	0,89
π	4,58	3,02	1,55	4,38	1,18	13,62	0,99	0,97	0,95
r	7,87	3,58	1,10	4,09	2,92	19,10	0,97	0,93	0,89
$y1$	7,23	3,18	1,10	4,02	2,56	17,75	0,95	0,90	0,86
$y3$	7,40	3,13	0,96	3,51	2,68	16,49	0,97	0,93	0,90
$y6$	7,55	3,05	0,84	3,19	2,87	16,22	0,97	0,94	0,91
$y9$	7,66	2,99	0,78	3,03	3,04	16,18	0,97	0,94	0,91
$y12$	7,75	2,93	0,74	2,94	3,22	16,11	0,97	0,94	0,91
$y15$	7,83	2,89	0,72	2,88	3,39	16,02	0,97	0,94	0,91
$y18$	7,90	2,85	0,70	2,83	3,54	15,91	0,97	0,94	0,91
$y21$	7,96	2,81	0,69	2,78	3,66	15,81	0,97	0,94	0,91
$y24$	8,01	2,78	0,67	2,74	3,79	15,78	0,97	0,94	0,92
$y30$	8,11	2,72	0,65	2,66	4,03	15,69	0,98	0,94	0,92
$y36$	8,19	2,67	0,64	2,60	4,21	15,57	0,98	0,95	0,92
$y48$	8,33	2,58	0,62	2,51	4,29	15,35	0,98	0,95	0,93
$y60$	8,44	2,52	0,60	2,46	4,31	15,18	0,98	0,95	0,93
$y72$	8,53	2,47	0,59	2,44	4,36	15,06	0,98	0,95	0,93
$y84$	8,61	2,42	0,58	2,43	4,43	14,99	0,98	0,95	0,93
$y96$	8,68	2,38	0,57	2,42	4,51	14,94	0,98	0,95	0,93
$y108$	8,74	2,35	0,56	2,42	4,60	14,91	0,98	0,96	0,93
$y120$	8,79	2,32	0,56	2,42	4,69	14,89	0,98	0,96	0,93

Zentrale Momente und Autokorrelationen der makroökonomischen Variablen Outputlücke (g), Inflationsrate (π) und Politikzins (r) sowie der Zinssätze (y) für Laufzeiten von 1 bis 120 Monaten im US-Datensatz. Grundlage sind monatliche Beobachtungen. Alle Größen sind annualisiert und in Prozentpunkten ausgedrückt. Die Angabe der Autokorrelationen (AK) bezieht sich auf die Lags 1–3. Der Untersuchungszeitraum ist 1979-01 bis 1998-12. Datenquelle: Board of Governors of the Federal Reserve System, Federal Reserve Bank of St. Louis.

Tabelle 1.4 Korrelationsmatrix ausgewählter Zinssätze (USA)

	y_1	y_{12}	y_{24}	y_{36}	y_{48}	y_{60}	y_{84}	y_{96}	y_{120}
y_1	1.0000	0.9617	0.9325	0.9083	0.8876	0.8705	0.8451	0.8358	0.8218
y_{12}		1,0000	0,9926	0,9794	0,9655	0,9528	0,9326	0,9249	0,9129
y_{24}			1,0000	0,9964	0,9892	0,9812	0,9670	0,9611	0,9516
y_{36}				1,0000	0,9980	0,9938	0,9844	0,9801	0,9727
y_{48}					1,0000	0,9988	0,9934	0,9903	0,9847
y_{60}						1,0000	0,9977	0,9957	0,9916
y_{84}							1,0000	0,9997	0,9980
y_{96}								1,0000	0,9992
y_{120}									1,0000

Korrelationen ausgewählter Zinssätze für Laufzeiten zwischen 1 und 120 Monaten im US-Datensatz. Der Untersuchungszeitraum ist 1979-01 bis 1998-12.

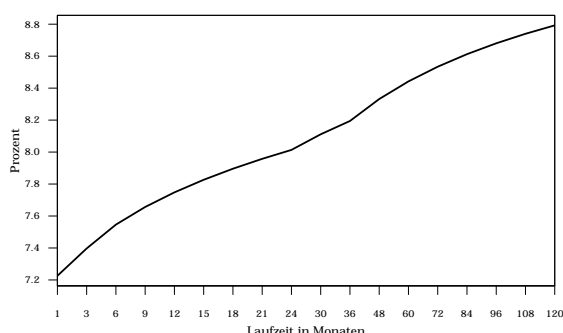


Abbildung 1.4 Durchschnittliche Zinsstrukturkurve (USA)

Durchschnittliche (annualisierte) Zinssätze für Laufzeiten von 1 bis 120 Monaten im US-Datensatz. Der Untersuchungszeitraum ist 1979-01 bis 1998-12.

deutschen in Höhe und Verlauf: Benachbarte Laufzeiten sind am stärksten miteinander korreliert und die Korrelation nimmt mit zunehmendem Abstand der Laufzeiten ab. Die Schiefe ist für alle Laufzeiten positiv. Dabei ist sie insgesamt stärker ausgeprägt als im deutschen Datensatz. Wie dort nimmt sie mit der Laufzeit ab, die Verteilung der Zinssätze bleibt aber stets rechtsschief. Bezüglich der Kurtosis ist ein leicht positiver Exzess für Laufzeiten unter einem Jahr zu erkennen, welcher dann allerdings das Vorzeichen wechselt und fortan immer negativer wird. Die Verteilung ist also zunächst leicht steilgipflig, flacht dann aber gemäß der sinkenden Kurtosis ab.

Zusammenfassend ist zu sagen, dass die US-Zinssätze im Durchschnitt mit der Laufzeit steigen. Dabei nimmt die Autokorrelation zu und die Beobachtungen streuen mit abnehmender Volatilität stets rechtsschief um den Mittelwert. Der Verlauf ausgewählter US-Zinssätze im Untersuchungszeitraum ist in Abbildung 1.5 dargestellt.

Makroökonomie Die Autokorrelation der US-amerikanischen Makrovariablen ist insgesamt hoch, wobei die Inflationsrate mit Koeffizienten von 0,99 (Lag 1) bis 0,95 (Lag 3) am stärksten autokorreliert ist. Die Outputlücke und der Politikzins weisen bezüglich des 3. Lags „nur noch“ einen Koeffizienten von 0,89 auf. Die Inflationsrate liegt im Mittel mit 4,58% deutlich über der deutschen und ist im Vergleich auch volatiler. Gleiches gilt für die als Politikzins interpretierte Federal Funds Rate. Der negative Mittelwert der Outputlücke verbunden mit der leicht positiven Schiefe der Verteilung zeigt an, dass im

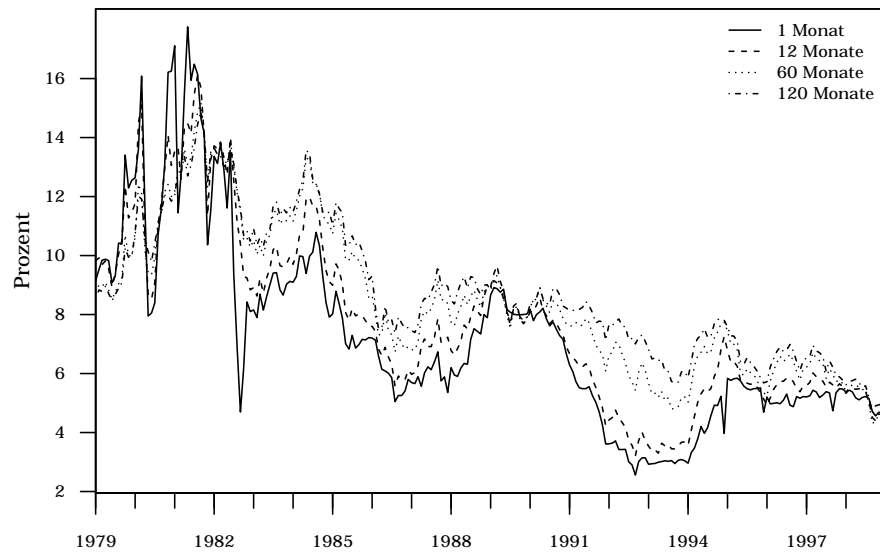


Abbildung 1.5 Ausgewählte Zinssätze (USA)

Zeitreihenverlauf verschiedener (annualisierter) Zinssätze im US-Datensatz. Der Untersuchungszeitraum ist 1979-01 bis 1998-12.

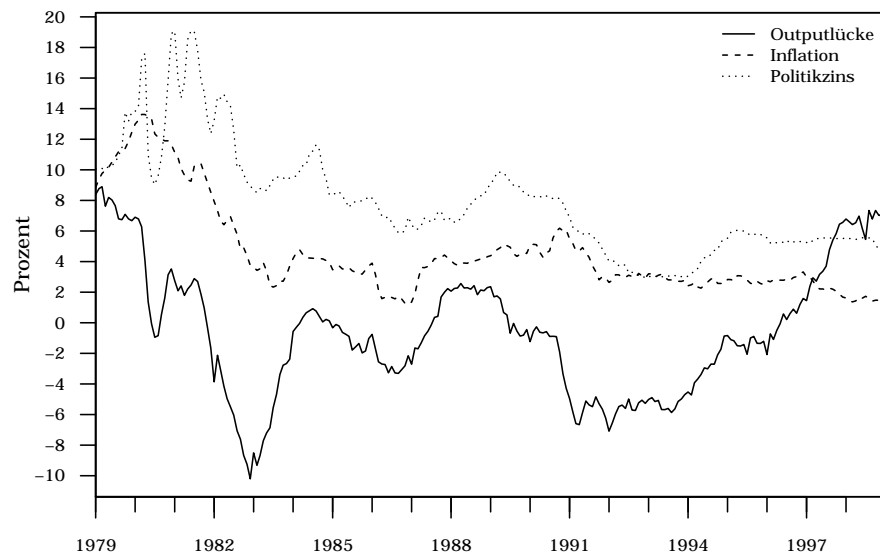


Abbildung 1.6 Outputlücke, Inflationsrate und Politikzins (USA)

Zeitreihenverlauf der (annualisierten) makroökonomischen Variablen im US-Datensatz. Der Untersuchungszeitraum ist 1979-01 bis 1998-12.

Tabelle 1.5 Regressionsergebnisse Taylor-Regel: Deutschland versus USA

	Konst.	Koeff. Outputl.	Koeff. Inflation	\bar{R}^2
BRD	3,132 (0,141)	0,148 (0,016)	1,119 (0,044)	0,782
USA	3,741 (0,283)	0,036 (0,037)	0,906 (0,051)	0,609

Ergebnisse einer linearen Regression des Politikzinses (r) auf die Outputlücke (g) und die Inflationsrate (π) für Deutschland und die USA. Standardfehler befinden sich in Klammern. Signifikante Schätzergebnisse sind fett markiert. Das Signifikanzniveau beträgt 5%. Der Politikzins ist der annualisierte Tagesgeldzinsatz am Geldmarkt (Deutschland) bzw. die annualisierte Federal Funds Rate (USA). Alle Größen sind in Prozentpunkten ausgedrückt. Der Untersuchungszeitraum ist 1979-01 bis 1998-12.

Untersuchungszeitraum ebenso wie in Deutschland die Höhe der Industrieproduktion häufiger unter als über dem Potential verlaufen ist, wenngleich die Outputlücke in den USA eine geringere Volatilität und eine kleinere Schwankungsbreite aufweist. Inflationsrate und Politikzins sind durch eine deutlich positive Schiefe sowie einen positiven Exzess gekennzeichnet, was darauf hindeutet, dass eine Vielzahl der Beobachtungen mit recht geringer Schwankungsbreite unterhalb des Mittelwerts liegen. Insbesondere hinsichtlich der Inflationsrate steht eine große Zahl von Beobachtungen knapp unterhalb des Mittelwerts wenigen Beobachtungen gegenüber, die den Mittelwert deutlich überschreiten.

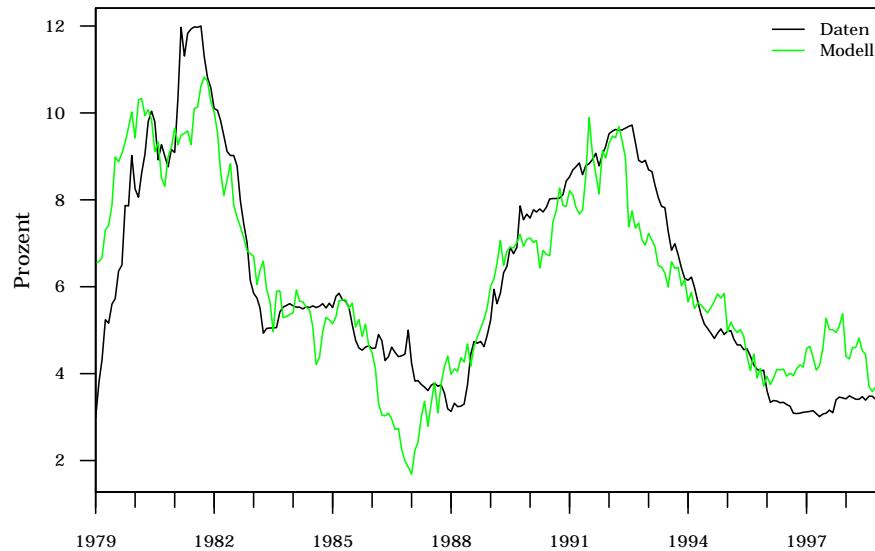
Abbildung 1.6 zeigt den Verlauf der makroökonomischen Variablen im Untersuchungszeitraum. Deutlich erkennbar, nehmen Höhe und Volatilität der Inflationsrate und des Politikzinses nach den ersten drei Jahren deutlich ab. Mit Ausnahme der Outputlücke liegen die Schwankungsbreiten der Makrovariablen deutlich über den deutschen Werten. Bei der Inflationsrate stehen 12,4% in den USA 7,9% in Deutschland gegenüber, beim Politikzins ist der Unterschied mit 16,2% im Vergleich zu 9% noch ausgeprägter.

Politikzinsregression Tabelle 1.5 zeigt die Ergebnisse einer linearen Regression des Politikzinses auf die Outputlücke und die Inflationsrate im Sinne einer vereinfachten Taylor (1993) Regel für Deutschland und die USA. Eine solche Regel führt Bewegungen im geldpolitischen Zins auf Schwankungen in wichtigen makroökonomischen Größen zurück, welche der Zentralbank hinsichtlich ihrer gesamtwirtschaftlichen Ziele als Indikatoren dienen. Im Falle der deutschen Reaktionsfunktion sind alle Koeffizienten hochsignifikant und weisen die in der Literatur viele Male dokumentierten positiven Vorzeichen auf.¹⁸ Ein Anstieg der Inflationsrate um einen Prozentpunkt erhöht den Politikzins um 1,12 Prozentpunkte wohingegen ein Anstieg der Outputlücke in gleicher Höhe den Politikzins um lediglich 0,15 Prozentpunkte erhöht. Hinsichtlich der Inflationsrate ist das so genannte Taylor-Prinzip erfüllt, nachdem ein Anstieg der Inflationsrate um k Prozent den Politikzins um mehr als k Prozent erhöht.¹⁹ Das bereinigte Bestimmtheitsmaß (\bar{R}^2) ist mit einer Höhe von 0,78 angesichts der Einfachheit der Regression erstaunlich hoch. Die recht gute Abbildungsgenauigkeit ist in Abbildung 1.7(a) zu erkennen, in welcher der geschätzte dem tatsächlichen Politikzins gegenübergestellt wird.

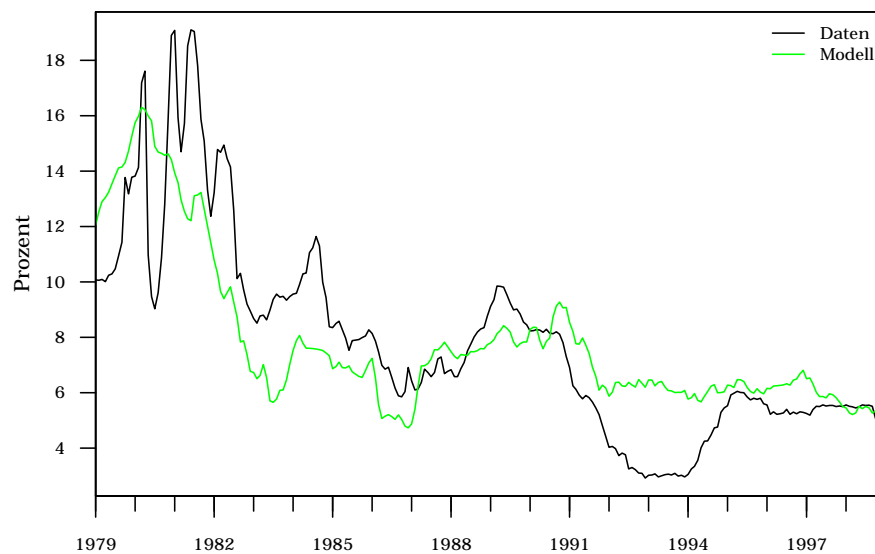
Die Koeffizienten der US-amerikanischen ähneln denen der deutschen Reaktionsfunktion,

¹⁸Exemplarisch sei die Arbeit von Clarida et al. (1998) angeführt, welche unter anderem die Reaktionsfunktionen der Bundesbank, der Federal Reserve und der Bank of Japan gegenüberstellt.

¹⁹Vgl. Woodford (2001), S. 233. Ist das Taylor-Prinzip erfüllt, wirkt die Erhöhung des Nominalzinses auch auf den für Investitionsentscheidungen relevanten Realzins.



(a) Abbildungsgenauigkeit Taylor-Regel (Deutschland)



(b) Abbildungsgenauigkeit Taylor-Regel (USA)

Abbildung 1.7 Taylor-Regel Evidenz: Deutschland versus USA

Ergebnisse einer linearen Regression des Politikzinses (r) auf die Outputlücke (g) und die Inflationsrate (π) (Tabelle 1.5). Diagramm (a) zeigt Ergebnisse für die deutsche, Diagramm (b) für die US-amerikanische Volkswirtschaft. „Daten“ bezeichnet den tatsächlichen Politikzins, „Modell“ das Regressionsergebnis. Der Untersuchungszeitraum ist 1979-01 bis 1998-12.

sind allerdings in der Höhe etwas niedriger. Der Koeffizient der Outputlücke ist nicht signifikant. Zudem ist im Gegensatz zu Deutschland das Taylor-Prinzip mit einem Inflationskoeffizienten von 0,91 nicht erfüllt. Das bereinigte Bestimmtheitsmaß ist im Vergleich mit einem Wert von 0,61 deutlich geringer, was sich in der wesentlich schlechteren Abbildungsgenauigkeit der Schätzung (Abbildung 1.7(b)) bemerkbar macht.

Als abschließende vorläufige Evidenz für die Sinnhaftigkeit einer gemeinsamen Modellierung von Zinssätzen und Makroökonomie lässt sich die Korrelation der Zinssätze mit den makroökonomischen Größen anführen. Im deutschen Datensatz findet sich eine beträchtliche Korrelation zwischen 0,74 (120-Monatszins) und 0,84 (1-Monatszins) der Zinssätze mit der Inflationsrate. Auch die Korrelation mit der Outputlücke ist mit 0,26 (120-Monatszins) bis 0,45 (1-Monatszins) recht hoch. Im US-amerikanischen Datensatz sind ebenfalls starke, wenn auch in beiden Fällen geringere Korrelationen zu beobachten. Für die Inflationsrate rangieren die Korrelationswerte zwischen 0,59 (120-Monatszins) und 0,77 (1-Monatszins). Für die Outputlücke nimmt die Korrelation sehr stark mit der Laufzeit der Zinssätze ab, bis am langen Ende der Zinsstruktur überhaupt nicht mehr von einem Gleichlauf gesprochen werden kann. Die Korrelationswerte liegen hier zwischen $-0,05\%$ (120-Monatszins) und 0,33 (1-Monatszins).

Kapitel 2

Makroökonomik im dynamischen Nelson-Siegel Ansatz

Zur Analyse des Zusammenspiels von Makroökonomie und Zinsstruktur präsentieren Diebold et al. (2006) [DRA] einen Ansatz, welcher hinsichtlich der Modellierung der Zinssätze auf der klassischen Nelson und Siegel (1987) Formulierung beruht. In der dynamischen Interpretation von Diebold und Li (2006) lassen sich aus dieser latente Faktoren extrahieren, welche gemeinsam mit einem Set wichtiger makroökonomischer Variablen in einem unrestringierten VAR-System modelliert werden. VAR-System und Nelson-Siegel Formulierung bilden zusammen ein State Space Modell, welches eine Analyse der gemeinsamen Dynamik der makroökonomischen Variablen und der Zinssätze anhand von Impulsantworten und Varianzzerlegung ermöglicht. Ein solcher Rahmen bietet, wie einleitend erwähnt, gegenüber einfachen VAR-Modellen zahlreiche Vorteile. Durch die Zustandsraumformulierung können latente Faktoren extrahiert werden. Die Nelson-Siegel Restriktionen garantieren darüber hinaus positive Forwardraten und einen gegen Null strebenden Diskontfaktor.²⁰ Zusätzlich kann das Verhalten der gesamten Zinsstruktur über die in der Schätzung enthaltenen Zinssätze hinaus modelliert werden. Im Folgenden werden zunächst die modellspezifischen Grundlagen des DRA-Ansatzes thematisiert. Anschließend werden auf Basis des deutschen Datensatzes die Ergebnisse der Parameterschätzung für den Zeitraum 1979-01 bis 1998-12 präsentiert und anhand von Impulsantworten und Varianzzerlegung interpretiert. Dabei wird explizit zwischen einem reinen Zinsmodell und einem aus Zinssätzen und makroökonomischen Variablen bestehenden Zinsmakromodell unterschieden. Im Anschluss werden die Ergebnisse mit denen einer Schätzung mit US-Daten über den gleichen Zeitraum kontrastiert. Abschließend erfolgen eine Zusammenfassung und eine Diskussion.

2.1 Die Nelson und Siegel (1987) Kurve

Die Nelson und Siegel (1987) Kurve ist ein parametrisches Verfahren zur Schätzung der Zinsstruktur, in welcher die Entwicklung langfristiger Zinssätze hauptsächlich durch einen exponentiellen Zerfall gekennzeichnet ist, welcher sich proportional zum Kehrwert der Laufzeit verhält.²¹ Der augenblickliche Terminzins f_t lässt sich in Abhängigkeit von der Restlaufzeit $\tau = (T - t)$ zum Zeitpunkt t als Lösung einer Differentialgleichung zweiter

²⁰Vgl. Diebold et al. (2006), S. 314.

²¹Vgl. Siegel und Nelson (1988), S. 106.

Ordnung darstellen:²²

$$f_t(\tau) = \beta_{1,t} + \beta_{2,t}e^{-\lambda_t\tau} + \beta_{3,t}\lambda_t\tau e^{-\lambda_t\tau}. \quad (2.1)$$

Der zugehörige (Kassa-) Zinssatz y in Abhängigkeit von der Restlaufzeit τ zum Zeitpunkt t entspricht in Anlehnung an die Erwartungshypothese der Zinsstruktur dem Durchschnitt der Forwardraten:

$$y_t(\tau) = \frac{1}{\tau} \int_0^\tau f_t(u) du.$$

Nach Integration von f über das Intervall $[0, \tau]$ und Division durch τ stellt sich der als Nelson-Siegel Kurve bekannte funktionale Zusammenhang zwischen Zinssätzen und Restlaufzeiten heraus:

$$y_t(\tau) = \beta_{1,t} + \beta_{2,t} \left(\frac{1 - e^{-\lambda_t\tau}}{\lambda_t\tau} \right) + \beta_{3,t} \left(\frac{1 - e^{-\lambda_t\tau}}{\lambda_t\tau} - e^{-\lambda_t\tau} \right). \quad (2.2)$$

Die Komponenten $(1, \frac{1-e^{-\lambda_t\tau}}{\lambda_t\tau}, \frac{1-e^{-\lambda_t\tau}}{\lambda_t\tau} - e^{-\lambda_t\tau})$ quantifizieren den Einfluss der Parameter $(\beta_{1,t}, \beta_{2,t}, \beta_{3,t})$ auf das gesamte Laufzeitspektrum der Zinssätze. Aus der funktionalen Gestalt der Komponenten ergeben sich für die vom Modell generierten Spot- und Forwardraten die folgenden (intuitiven) Grenzwerteigenschaften:

$$\lim_{\tau \rightarrow 0} y_t(\tau) = \lim_{\tau \rightarrow 0} f_t(\tau) = \beta_{1,t} + \beta_{2,t}, \quad \lim_{\tau \rightarrow \infty} y_t(\tau) = \lim_{\tau \rightarrow \infty} f_t(\tau) = \beta_{1,t}.$$

Für steigende Laufzeiten streben die Zinssätze $y_t(\tau)$ gegen $\beta_{1,t}$ und für sinkende Laufzeiten gegen $\beta_{1,t} + \beta_{2,t}$. Der Parameter $\beta_{1,t}$ spiegelt demnach den langfristigen Zinssatz und die Parameterkombination $\beta_{1,t} + \beta_{2,t}$ den sehr kurzfristigen (oder auch momentanen) Zinssatz wider.²³ Der Parameter $\beta_{2,t}$ quantifiziert dabei den Spread zwischen dem langfristigen und dem kurzfristigen Zinssatz. Variationen dieses Parameters verändern die Steigung der Kurve. Die Gestalt der Zinsstruktur sowie der Terminzinsstruktur zwischen den beiden Grenzwerten hängt letztlich vom Parameter $\beta_{3,t}$ ab. Die Nelson-Siegel Kurve ist aufgrund ihrer Flexibilität in der Lage, sowohl monotone, als auch U- und S-förmige Zinsstrukturverläufe abzubilden. Das Spektrum möglicher Kurvenverläufe hängt dabei von einem einzigen Parameter ab. Für $\lambda_t = 1$, $\beta_{1,t} = 1$ und $\beta_{1,t} + \beta_{2,t} = 0$ wird die Laufzeitstruktur der Spotraten ausschließlich vom Parameter $\beta_{3,t}$ bestimmt.²⁴ Dennoch können mit dieser Spezifikation die zuvor genannte Kurvenverläufe generiert werden.

Die Diskontkurve $p_t(\tau) = e^{-\tau y_t(\tau)}$ erfüllt wiederum die gewünschten (intuitiven) Grenzwerteigenschaften. Für sinkende Laufzeiten konvergiert die Funktion gegen Eins und für steigende Laufzeiten gegen Null:

$$\lim_{\tau \rightarrow 0} p_t(\tau) = 1, \quad \lim_{\tau \rightarrow \infty} p_t(\tau) = 0.$$

Eine bekannte Modifikation der Nelson-Siegel Kurve stellt die Erweiterung durch Svensson (1994a) dar, welcher einen zweiten Krümmungsterm in die Kurve integriert. Hierdurch wird die Abbildung eines zweiten Wendepunkts und damit die Darstellung auch komplizierterer Zinsstrukturverläufe ermöglicht.²⁵

²²Vgl. hierzu und zum Folgenden: Nelson und Siegel (1987), S. 474 ff., De Pooter (2007), S. 4 ff. sowie James und Webber (2000), S. 444 ff. Im Unterschied zur Originalspezifikation in Nelson und Siegel (1987) bezeichnet nicht m sondern τ die Laufzeit. Zusätzlich tritt λ an die Stelle des Quotienten $1/\tau$ (Vgl. Diebold et al. (2006), S. 312).

²³Vgl. Schich (1997), S. 15.

²⁴Vgl. Nelson und Siegel (1987), S. 475 f.

²⁵Das Nelson-Siegel Verfahren nach der Svensson-Methode wird u.a. von der Deutschen Bundesbank zur Schätzung von Zinsstrukturkurven verwendet (siehe: Deutsche Bundesbank (1997)). Die in der vorliegenden Untersuchung verwendeten Zinssätze entstammen diesem Schätzverfahren.

2.2 Modellstruktur und State Space Formulierung

Zinsmodell Im Zinsmodell hängen die Zinssätze nur von latenten Zinsstrukturfaktoren ab. Aufbauend auf den Erkenntnissen in Diebold und Li (2006) formulieren Diebold et al. (2006) eine dynamische Version der Nelson-Siegel Kurve, in welcher die Parameter $(\beta_{1,t}, \beta_{2,t}, \beta_{3,t})$ entsprechend ihres Einflusses auf die Zinsstruktur als zeitvariable Faktoren für Level (L , Niveau), Slope (S , Steigung) und Curvature (C , Krümmung) interpretiert werden, welche einem vektorautoregressiven Prozess erster Ordnung folgen:²⁶

$$\begin{pmatrix} L_t \\ S_t \\ C_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mu_L \\ \mu_S \\ \mu_C \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \Phi_{11} & \Phi_{12} & \Phi_{13} \\ \Phi_{21} & \Phi_{22} & \Phi_{23} \\ \Phi_{31} & \Phi_{32} & \Phi_{33} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} L_{t-1} \\ S_{t-1} \\ C_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \eta_t(L) \\ \eta_t(S) \\ \eta_t(C) \end{pmatrix}, \quad (2.3)$$

mit $\eta_t \sim \text{IID } N(0, \Sigma\Sigma')$. Dies ist zugleich die Zustandsgleichung des Systems. Hinsichtlich der Kovarianzmatrix $\Sigma\Sigma'$ wird eine Cholesky-Zerlegung unterstellt. Σ ist also eine untere Dreiecksmatrix. Die Renditeberechnung erfolgt über die Nelson-Siegel Formulierung. Die zugehörige Beobachtungsgleichung lautet:²⁷

$$\begin{pmatrix} \tilde{y}_t(\tau_1) \\ \tilde{y}_t(\tau_2) \\ \vdots \\ \tilde{y}_t(\tau_N) \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & \frac{1-e^{-\lambda\tau_1}}{\lambda\tau_1} & \frac{1-e^{-\lambda\tau_1}}{\lambda\tau_1} - e^{-\lambda\tau_1} \\ 1 & \frac{1-e^{-\lambda\tau_2}}{\lambda\tau_2} & \frac{1-e^{-\lambda\tau_2}}{\lambda\tau_2} - e^{-\lambda\tau_2} \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ 1 & \frac{1-e^{-\lambda\tau_N}}{\lambda\tau_N} & \frac{1-e^{-\lambda\tau_N}}{\lambda\tau_N} - e^{-\lambda\tau_N} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} L_t \\ S_t \\ C_t \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} u_t(\tau_1) \\ u_t(\tau_2) \\ \vdots \\ u_t(\tau_N) \end{pmatrix}, \quad (2.4)$$

mit untereinander unkorrelierten Residuen $u_t(\tau) \sim \text{IID } N(0, \sigma_\tau^2)$. Dabei bezeichnet τ die Teilmenge der in der Schätzung verwendeten Laufzeiten. Die Gleichungen (2.3) und (2.4) bilden den Zustandsraum (State Space) des reinen Zinsmodell, mit dessen Hilfe später der zusätzliche Erkenntnisgewinn durch Hinzunahme makroökonomischer Dynamik im Zinsmakromodell quantifiziert wird. Die Zeitreihen der unbeobachtbaren (latenten) Faktoren L , S und C können aus der State Space Formulierung des Modells wie in Anhang A.4 beschrieben extrahiert werden.

Zinsmakromodell Die Integration makroökonomischer Variablen erfolgt durch eine Erweiterung des Zustandsvektors um die Größen Outputlücke (g), Inflationsrate (π) und Politikzins (r) mit der dazugehörigen dimensionalen Vergrößerung der Vektoren μ und η sowie der Koeffizientenmatrix Φ und der Kovarianzmatrix $\Sigma\Sigma'$:²⁸

$$\begin{pmatrix} L_t \\ S_t \\ C_t \\ g_t \\ \pi_t \\ r_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mu_L \\ \mu_S \\ \mu_C \\ \mu_g \\ \mu_\pi \\ \mu_r \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \Phi_{11} & \Phi_{12} & \Phi_{13} & \Phi_{14} & \Phi_{15} & \Phi_{16} \\ \Phi_{21} & \Phi_{22} & \Phi_{23} & \Phi_{24} & \Phi_{25} & \Phi_{26} \\ \Phi_{31} & \Phi_{32} & \Phi_{33} & \Phi_{34} & \Phi_{35} & \Phi_{36} \\ \Phi_{41} & \Phi_{42} & \Phi_{43} & \Phi_{44} & \Phi_{45} & \Phi_{46} \\ \Phi_{51} & \Phi_{52} & \Phi_{53} & \Phi_{54} & \Phi_{55} & \Phi_{56} \\ \Phi_{61} & \Phi_{62} & \Phi_{63} & \Phi_{64} & \Phi_{65} & \Phi_{66} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} L_{t-1} \\ S_{t-1} \\ C_{t-1} \\ g_{t-1} \\ \pi_{t-1} \\ r_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \eta_t(L) \\ \eta_t(S) \\ \eta_t(C) \\ \eta_t(g) \\ \eta_t(\pi) \\ \eta_t(r) \end{pmatrix}. \quad (2.5)$$

²⁶Vgl. hierzu und zum Folgenden: Diebold et al. (2006), S. 312 f. Zu beachten ist, dass die Autoren abweichend von der vorliegenden Notation mittelwertbereinigte Zeitreihen ohne Absolutglied modellieren.

²⁷Der Parameter λ wird dabei als zeitkonstant angenommen. Die Zinssätze in den Daten werden fortan mit \tilde{y} bezeichnet.

²⁸Vgl. hierzu und zum Folgenden: Diebold et al. (2006), S. 320 f. Im Gegensatz zu den Autoren wird in der vorliegenden Untersuchung die Outputlücke anstelle der Kapazitätsauslastung als Kennzahl für die realwirtschaftliche Aktivität verwendet. Zur Begründung sei angeführt, dass Daten zur gesamtwirtschaftlichen Kapazitätsauslastung für Deutschland erst ab 1985 und nur auf Quartalsebene zur Verfügung stehen. Zudem stellt die zur Gewinnung der Outputlücke verwendete Industrieproduktion in Macro-Finance Untersuchungen auf Monatsbasis eine häufig gewählte realwirtschaftliche Größe dar (siehe zum Beispiel Hördahl et al. (2006) und Rudebusch und Wu (2008)).

Annahmegemäß sollen die Zinssätze weiterhin nur von den latenten Faktoren abhängen. Die Beobachtungsgleichung lautet dann:²⁹

$$\begin{pmatrix} \tilde{y}_t(\tau_1) \\ \tilde{y}_t(\tau_2) \\ \vdots \\ \tilde{y}_t(\tau_N) \\ g_t \\ \pi_t \\ r_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & \frac{1-e^{-\lambda\tau_1}}{\lambda\tau_1} & \frac{1-e^{-\lambda\tau_1}}{\lambda\tau_1} - e^{-\lambda\tau_1} & 0 & 0 & 0 \\ 1 & \frac{1-e^{-\lambda\tau_2}}{\lambda\tau_2} & \frac{1-e^{-\lambda\tau_2}}{\lambda\tau_2} - e^{-\lambda\tau_2} & 0 & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 1 & \frac{1-e^{-\lambda\tau_N}}{\lambda\tau_N} & \frac{1-e^{-\lambda\tau_N}}{\lambda\tau_N} - e^{-\lambda\tau_N} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} L_t \\ S_t \\ C_t \\ g_t \\ \pi_t \\ r_t \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} u_t(\tau_1) \\ u_t(\tau_2) \\ \vdots \\ u_t(\tau_N) \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix}. \quad (2.6)$$

Das Zusammenspiel von Makroökonomie und Zinsstruktur erwächst aus der dynamischen Interaktion makroökonomischer und latenter Faktoren. Die makroökonomischen Größen entfalten ihren Einfluss auf die Zinssätze damit indirekt über ihre (verzögerte) Wirkung auf die latenten Zinsstrukturfaktoren. Diebold et al. (2006) begründen diese Vorgehensweise mit dem gängigen Ergebnis, dass bereits drei Faktoren ausreichen, um die Laufzeitstruktur der Zinsen abzubilden.³⁰

Werden die Zustandsvariablen $(L_t, S_t, C_t)'$ im Zinsmodell beziehungsweise $(L_t, S_t, C_t, g_t, \pi_t, r_t)'$ im Zinsmakromodell im Vektor X_t und die Faktorladungen in der Matrix Λ zusammengefasst, kann die Zustandsraumform des Modells in kompakter Weise dargestellt werden:

$$X_t = \mu + \Phi X_{t-1} + \eta_t, \quad (2.7)$$

$$\tilde{Y}_t = \Lambda X_t + u_t. \quad (2.8)$$

2.3 Ergebnisse der Parameterschätzung

Das Modell wird mit Hilfe des in Anhang A beschriebenen MCMC-Algorithmus geschätzt. Die Burn-In Phase beläuft sich auf 10.000 Iterationen. Aus dem anschließend generierten Sample von 50.000 Iterationen wird jeder 5. Wert behalten, um die Autokorrelation der Züge zu verringern. Für die Schätzung wird neben den makroökonomischen Variablen Outputlücke, Inflationsrate und Politikzins der volle Zinsdatensatz mit Ausnahme des 1-Monatszinses verwendet. Die Zinssätze werden dabei zu Beginn des Monats gemessen.

Zinsmodell Tabelle 2.1 beinhaltet deskriptive Statistik zu den extrahierten Faktoren Level (L), Slope (S) und Curvature (C). Deren Zeitreihenverlauf im Untersuchungszeitraum ist in Abbildung 2.1 dargestellt.

Der Levelfaktor weist bei einem Mittelwert von 7,8% gemessen an der Standardabweichung (1%) eine geringe Volatilität auf. Die Verteilung ist linksschief und der Exzess positiv. Dies bedeutet, dass die Krümmung spitzgipfliger ist als die einer Normalverteilung und mehr Beobachtungen unterhalb als oberhalb des Mittelwertes liegen. Der in Abbildung 2.1 dargestellte Verlauf des Levelfaktors zeigt Anzeichen für einen strukturellen Bruch. Beginnend mit den Jahren 1996/1997 vollzieht sich ein deutliches Absenken des Zinsniveaus bis am

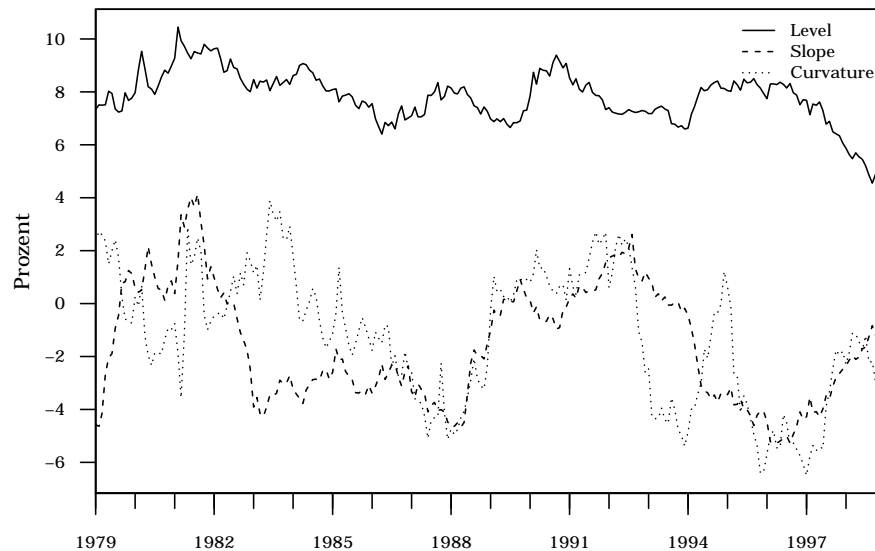
²⁹Die makroökonomischen Größen werden demnach ohne Messfehler beobachtet, eine Annahme, die beispielsweise auch von Bikbov und Chernov (2010), S. 172, getroffen wird.

³⁰Vgl. Diebold et al. (2006), S. 320.

Tabelle 2.1 Deskriptive Statistik: Latenten Faktoren im DRA-Zinsmodell

	Mittelwert	St.-Abw.	Schiefe	Kurtosis	Min.	Max.	AK1	AK2	AK3
<i>L</i>	7,80	0,99	-0,57	4,12	4,55	10,45	0,94	0,87	0,82
<i>S</i>	-1,60	2,21	0,34	2,15	-5,30	4,13	0,98	0,94	0,91
<i>C</i>	-1,23	2,51	-0,18	2,05	-6,49	3,89	0,94	0,88	0,82

Zentrale Momente und Autokorrelationen der im DRA-Zinsmodell extrahierten latenten Faktoren Level (*L*), Slope (*S*) und Curvature (*C*). Die Angabe der Autokorrelationen (AK) beziehen sich auf die Lags 1–3. Die Faktoren sind annualisiert und in Prozentpunkten ausgedrückt. Der Untersuchungszeitraum ist 1979-01 bis 1998-12.

**Abbildung 2.1** Latente Faktoren im DRA-Zinsmodell

Zeitreihenverlauf der latenten Faktoren Level (*L*), Slope (*S*) und Curvature (*C*) im DRA-Zinsmodell. Die Faktoren sind annualisiert. Der Untersuchungszeitraum ist 1979-01 bis 1998-12.

Ende des Jahres 1998 ein Wert von 4,6% erreicht wird, welcher den Mittelwert deutlich unterschreitet. Der Verlauf der Zinssätze in den letzten Jahren des Untersuchungszeitraums (Abbildung 1.2) korrespondiert mit diesem Ergebnis.

Mit Hilfe empirischer Proxies lässt sich die Interpretation der Faktoren als Niveau, Steigung und Krümmung rechtfertigen. Die Korrelation makroökonomischer Variablen mit den extrahierten Faktoren lässt zudem erste Rückschlüsse auf den Zusammenhang zwischen Makroökonomie und Zinsstruktur zu.³¹ Zur Beschreibung des allgemeinen Zinsniveaus kann der Durchschnitt aus kurz-, mittel- und langfristigem Zinssatz gebildet werden. Das Niveau wäre demnach im vorliegenden Fall definiert als $[y_t(3) + y_t(24) + y_t(120)]/3$. Die Korrelation des Levelfaktors mit diesem Proxy beträgt 0,65. Die beiden Zeitreihen sind in Abbildung 2.2 gegenübergestellt. Die Abbildung zeigt darüber hinaus den Verlauf der Inflationsrate, deren Korrelation mit dem Levelfaktor 0,52 beträgt. Diebold et al. (2006) verweisen in diesem Zusammenhang auf die Verbindung von Inflationserwartungen und Zinsniveau im Sinne der Fisher-Gleichung. Bei konstanten Realzinsen hat ein Anstieg der erwarteten Inflationsrate gemäß der Fisher-Gleichung ein steigendes Nominalzinsniveau

³¹Die nun folgende empirische Gegenüberstellung von Zinsstrukturfaktoren, empirischen Proxies und Makrovariablen basiert auf der Analyse von Diebold et al. (2006), S. 319 f.

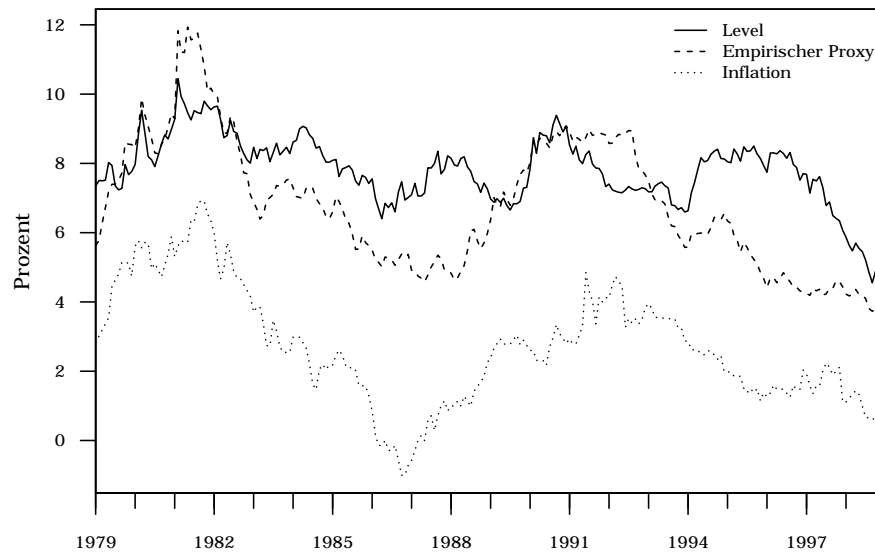


Abbildung 2.2 DRA-Levelfaktor, Inflation und empirischer Proxy

Gegenüberstellung des Zeitreihenverlaufs des DRA-Levelfaktors, der Inflationsrate und des empirische Proxies $[y_t(3) + y_t(24) + y_t(120)]/3$. Alle Größen sind annualisiert. Der Untersuchungszeitraum ist 1979-01 bis 1998-12.

zur Folge. Da der Levelfaktor in Zinsstrukturmodellen Veränderungen im (nominalen) Zinsniveau auslöst, kann er dementsprechend vereinfachend als Proxy für private Inflationserwartungen verwendet werden. In der nun folgenden Analyse werden Variationen im Levelfaktor daher als Veränderungen in den Inflationserwartungen interpretiert.³² Abbildung 2.2 zeigt vor diesem Hintergrund zu Beginn der 1990er Jahre bei zunächst wenig veränderter tatsächlicher Inflationsrate einen sehr deutlichen Anstieg im Zinsniveau (Levelfaktor), was der Argumentation folgend auf gestiegene Inflationserwartungen hindeutet, welche wiederum auf Unsicherheiten in Bezug auf die deutsche Wiedervereinigung oder auch Entwicklungen im Europäischen Währungssystem (EWS) zurückgeführt werden können.³³

Der Slopefaktor weist im Untersuchungszeitraum einen Mittelwert von $-1,6\%$ auf, wechselt im Gesamtverlauf allerdings mehrmals das Vorzeichen. Bei hoher Volatilität ist dies der am stärksten autokorrelierte Faktor. Die Verteilung der Beobachtungen ist eher flach (negativer Exzess) und weist dabei eine positive Schiefe auf. Wie in Abbildung 2.1 zu erkennen, liegt ein Großteil der Beobachtungen im negativen Bereich. An dieser Stelle anzumerken ist, dass im vorliegenden Untersuchungsrahmen die Steigung der Zinsstrukturkurve definiert ist als Differenz aus kurz- und langfristigem Zins. Negative Realisationen des Slopefaktors bedeuten dann eine positive Steigung der Zinsstrukturkurve, die Zinssätze nehmen also mit der Laufzeit zu. Dieser Zusammenhang lässt sich leicht erkennen, wenn der Verlauf der Zinssätze in Abbildung 1.2 hinzugezogen wird. Phasen, in denen der kurz-

³²Diebold et al. (2006), S. 319, weisen darauf hin, dass diese Interpretation vielen Untersuchungen im Bereich Macro-Finance als Grundlage dient. Angeführt werden die Arbeiten von Kozicki und Tinsley (2001), Dewachter und Lyrio (2006), Hördahl et al. (2006) und Rudebusch und Wu (2008). Die in den Kapiteln 4 und 6 durchgeführten Untersuchungen assoziieren den Levelfaktor ebenfalls explizit mit den Inflationserwartungen.

³³Vgl. Hördahl et al. (2006), S. 418 f. Eine umfassende Analyse der Inflationserwartungen sowie des Einflusses des Europäischen Währungssystems ist in Kapitel 6 zu finden.

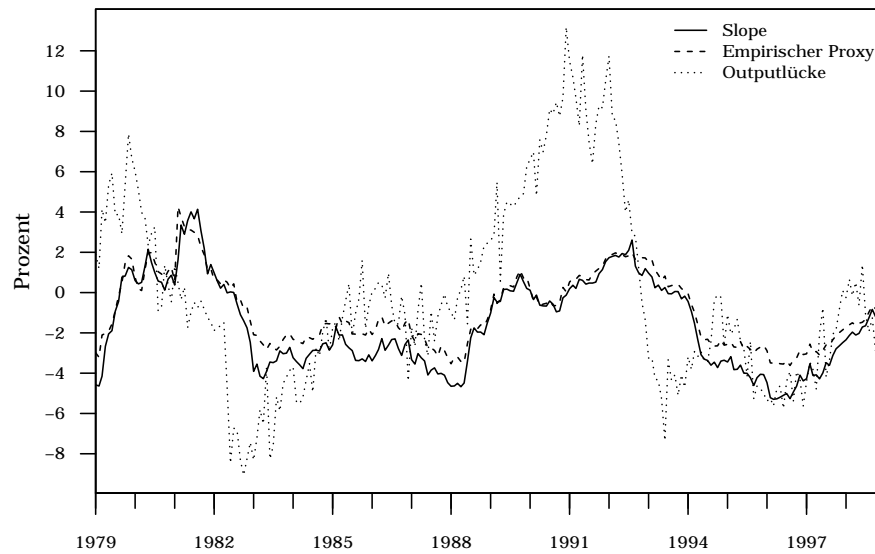


Abbildung 2.3 DRA-Slopefaktor, Outputlücke und empirischer Proxy

Gegenüberstellung des Zeitreihenverlaufs des DRA-Slopefaktors, der Outputlücke und des empirische Proxies $y_t(3) - y_t(120)$. Alle Größen sind annualisiert. Der Untersuchungszeitraum ist 1979-01 bis 1998-12.

fristige über dem langfristigen Zins liegt (negative Steigung im Sinne von Lang–Kurz), gehen einher mit positiven Werten des Slopefaktors (Abbildung 2.1) und umgekehrt.³⁴

Abbildung 2.3 zeigt den Verlauf von extrahiertem Slopefaktor, empirischem Proxy und Outputlücke. Die Korrelation zwischen dem Faktor und dem Proxy, welcher obigen Überlegungen entsprechend definiert ist als $y_t(3) - y_t(120)$, beträgt 0,98. Dass der Slopefaktor als zyklische Komponente interpretiert werden kann, legt die Korrelation mit der Outputlücke in Höhe von 0,49 nahe. Bemerkenswert ist allerdings die zusätzliche enorme Korrelation mit der in der Abbildung nicht dargestellten Inflationsrate in Höhe von 0,72. Neben der ausgeprägten Korrelation mit Outputlücke und Inflationsrate weist der Slopefaktor eine sehr deutliche Korrelation in Höhe von 0,91 mit dem Politikzins auf. Wird der Zentralbank eine Zinssetzung im Sinne der Taylor-Regel unterstellt, lässt sich dieser Befund wie folgt interpretieren: Die Zentralbank erhöht den Politikzins mit steigender Inflationsrate und, wenn auch in schwächerem Maße, mit steigender Outputlücke. Hierdurch hebt Sie das kurze Ende der Zinsstruktur, wodurch sie deren Steigung verringert.³⁵ Der zu Beginn der 1990er Jahre steigender Slopefaktor ist vor dem Hintergrund einer realwirtschaftlichen Stabilisierung auf den deutlichen Anstieg des Politikzinses im Zuge der Wiedervereinigung zurückzuführen, welche deutlich positive Outputlücken nach sich zog.

Der Mittelwert des Curvaturefaktors ist ebenfalls negativ und er wechselt ebenfalls bei hoher Volatilität einige Male das Vorzeichen. Die Verteilung der Beobachtungen ist eher flach (negativer Exzess) und linksschief. Aus Abbildung 2.1 geht ein gewisser Gleichlauf

³⁴Diebold und Li (2006) benennen die Möglichkeit, die Steigung theoretisch zu definieren als $y_t(\infty) - y_t(0)$, also als Differenz aus den Zinssätzen für eine unendliche Laufzeit und eine Laufzeit von Null. Werden die Grenzwerte der Zinssätze für $\tau \rightarrow \infty$ und $\tau \rightarrow 0$ gebildet, lässt sich leicht erkennen, dass diese Differenz im vorliegenden Modell $-S_t$ beträgt (Vgl. Diebold und Li (2006), S. 341; Bezüglich der Definition der Steigung verweisen die Autoren auf die Arbeit von Frankel und Lown (1994)).

³⁵Eine solche Argumentationslogik korrespondiert mit Untersuchungen im Sinne von Rudebusch und Wu (2008), welche den Slopefaktor in Zinsstrukturmodellen explizit mit der Geldpolitik assoziieren. Ein entsprechender Modellrahmen wird in Kapitel 4 vorgestellt.

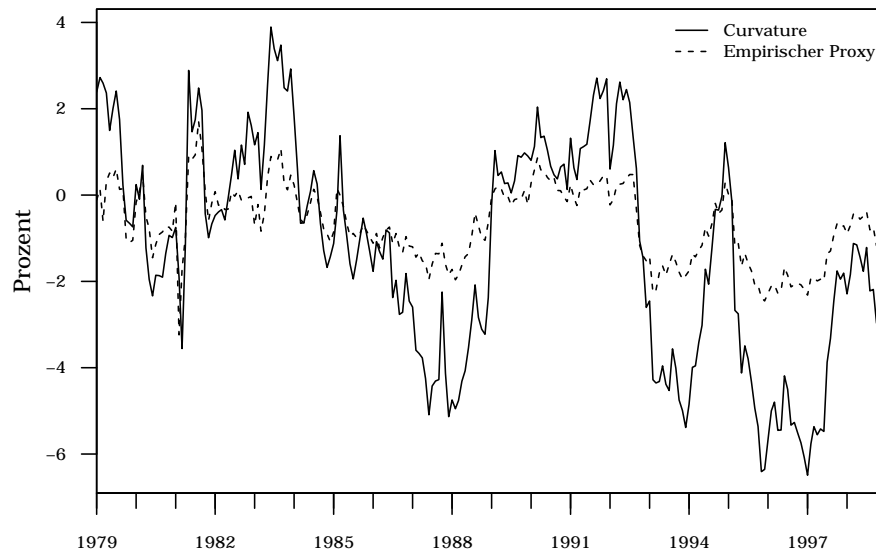


Abbildung 2.4 DRA-Curvaturefaktor und empirischer Proxy

Gegenüberstellung des Zeitreihenverlaufs des DRA-Curvaturefaktors und des empirische Proxies $[y_t(24) - y_t(3)] - [y_t(120) - y_t(24)]$. Alle Größen sind annualisiert. Der Untersuchungszeitraum ist 1979-01 bis 1998-12.

mit dem Slopefaktor hervor. Die diesbezügliche Korrelation beträgt 0,44.³⁶ Abbildung 2.4 stellt dem Curvaturefaktor einen empirischen Proxy gegenüber. Dieser ist definiert als $[y_t(24) - y_t(3)] - [y_t(120) - y_t(24)]$. Die Korrelation zwischen den beiden Größen beträgt 0,93. Die Abbildung enthält im Gegensatz zu den vorherigen keine makroökonomische Variable, da in der Literatur bislang kein allgemein akzeptierter zuverlässiger Zusammenhang zwischen dem in Zinsstrukturmodellen extrahierten Curvaturefaktor und makroökonomischer Dynamik etabliert wurde.³⁷ Für den vorliegenden deutschen Datensatz ist allerdings zu sagen, dass mit Korrelationswerten von 0,42 (Outputlücke) und 0,47 (Inflationsrate) zumindest im Untersuchungszeitraum ein beträchtlicher statistischer Zusammenhang besteht.

Die Ergebnisse der Parameterschätzung im Zinsmodell sind in Tabelle 2.2 zusammengefasst. Neben den Diagonalelementen und dem Absolutglied des Levelfaktors gibt es nur einen weiteren signifikanten Parameter, welcher einen sehr kleinen positiven Effekt des verzögerten Curvature- auf den Slopefaktor ausweist. Die Korrelation mit den eigenen Verzögerungen nimmt entlang der Diagonalen ab. Umgekehrt verhält es sich mit den Varianzen der geschätzten Residuen, welche entlang der Diagonalen erheblich zunehmen. Neben den Varianzen sind die residualen Kovarianzen des Slope- und des Curvaturefaktors mit dem Levelfaktor signifikant und negativ. Gemäß Abbildung 2.1 und Tabelle 2.1 weisen Slope- und Curvaturefaktor eine ähnlich hohe Varianz auf, welche allerdings auf unterschiedliche Faktoren zurückzuführen ist. Die residuale Varianz des Slopefaktors ist kleiner als beim Curvaturefaktor. Die Autokorrelation ist hingegen beim Slopefaktor größer.³⁸

Der geschätzte Wert für λ beträgt 0,056. Dies bedeutet, dass der Krümmungsfaktor bei einer Laufzeit von 31,8 Monaten seine maximale Ladung aufweist. Die damit verbundenen

³⁶Diebold et al. (2006), S. 319, ermitteln hier für die USA eine mit den Konjunkturzyklen schwankende Korrelation zwischen den beiden Faktoren.

³⁷Vgl. Diebold et al. (2006), S. 320.

³⁸Dieser Befund wird von Diebold et al. (2006), S. 318 f., ebenfalls dokumentiert.

Tabelle 2.2 Ergebnisse der Parameterschätzung im DRA-Zinsmodell

	μ	Φ		
		L_{t-1}	S_{t-1}	C_{t-1}
L_t	0,303 (0,145)	0,962 (0,018)	0,004 (0,010)	0,009 (0,009)
S_t	0,005 (0,246)	-0,003 (0,031)	0,960 (0,014)	0,027 (0,013)
C_t	-0,720 (0,482)	0,081 (0,060)	0,022 (0,028)	0,917 (0,025)
		$\Sigma\Sigma'$		
		$\eta_t(L)$	$\eta_t(S)$	$\eta_t(C)$
$\eta_t(L)$		0,091 (0,009)	-0,054 (0,010)	-0,079 (0,021)
$\eta_t(S)$			0,207 (0,020)	0,024 (0,029)
$\eta_t(C)$				0,762 (0,086)

Standardfehler befinden sich in Klammern. Signifikante Schätzergebnisse sind fett markiert. Das Signifikanzniveau beträgt 5%. Alle Größen sind annualisiert. Der Vektor μ ist in Prozent-, die Kovarianzmatrix $\Sigma\Sigma'$ in Basispunkten ausgewiesen. Der Zustandsraum des Modells ist durch die Gleichungen (2.3)–(2.4) gegeben. Der Untersuchungszeitraum ist 1979-01 bis 1998-12.

Faktorladungen des Zinsmodells sind in Abbildung 2.5 dargestellt. Sie zeigen, wie die Zinssätze verschiedener Laufzeiten unter Vernachlässigung kontemporärer Korrelationen auf Veränderungen in den Faktoren reagieren. Der Nelson-Siegel Formulierung entsprechend, betrifft der Levelfaktor alle Laufzeiten gleichermaßen, der Slopefaktor kurze Laufzeiten mehr als lange und der Curvaturefaktor das mittlere Laufzeitspektrum.

Abbildung 2.6 zeigt für ausgewählte Laufzeiten den geschätzten im Vergleich zum beobachteten Zinssatz. Tabelle 2.3 fasst Mittelwerte und Standardabweichungen der geschätzten Residuen zusammen. Wie in Abbildung 2.6 klar zu erkennen ist, nimmt die Abbildungsgenauigkeit zunächst mit der Laufzeit zu, um sich dann zum Ende hin wieder leicht zu verschlechtern. Die Ergebnisse zu den Residuen in Tabelle 2.3 bestätigen diesen visuellen Befund. Insbesondere am sehr kurzen Ende der Zinsstruktur ist die Abbildungsgenauigkeit am schlechtesten. Der geschätzte Mittelwert des zugehörigen Residuums in Höhe von ca. 21 Basispunkten bei einer Standardabweichung von ca. 40 Basispunkten ist folgerichtig im Vergleich außerordentlich hoch. Im Laufzeitbereich 12 bis 108 Monate ist die Abbildungsqualität hingegen besonders gut. Die geschätzten Residuen erreichen betragsmäßig im Mittel zu keinem Zeitpunkt eine Höhe von einem Basispunkt bei Standardabweichungen von 3,8 bis 6,1 Basispunkten. Am sehr langen Ende der Zinsstruktur steigen die Residuen sowie deren Standardabweichungen wieder leicht an, ohne dabei auch nur annähernd die Höhe am sehr kurzen Ende zu erreichen. Das mittlere geschätzte Residuum des 120-Monatszinsses beträgt $-1,4$ bei einer Standardabweichung von 9,3 Basispunkten.³⁹

³⁹Die vergleichsweise schlechte Abbildungsgenauigkeit am kurzen Ende der Zinsstruktur ist ein häufig dokumentiertes empirisches Ergebnis in traditionellen Faktormodellen (siehe zum Beispiel Ang et al. (2007), S. 17 f.).

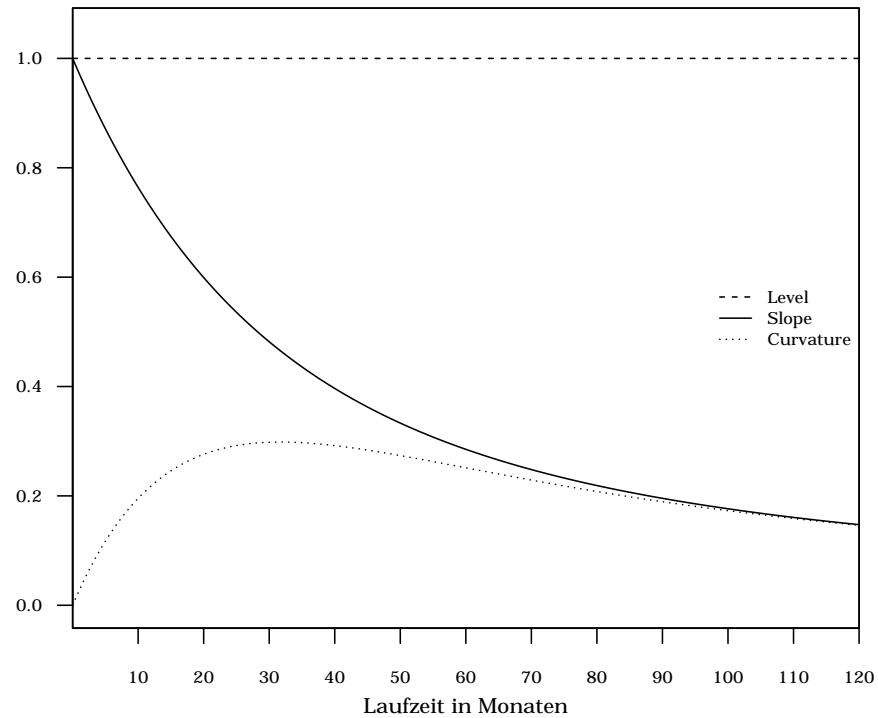


Abbildung 2.5 Faktorladungen im DRA-Zinsmodell

Faktorladungen der latenten Faktoren Level (L), Slope (S) und Curvature (C) im DRA-Zinsmodell für Laufzeiten (τ) von 1 bis 120 Monaten. Die Faktorladungen entsprechen den Komponenten $(1, \frac{1-e^{-\lambda_t \tau}}{\lambda_t \tau}, \frac{1-e^{-\lambda_t \tau}}{\lambda_t \tau} - e^{-\lambda_t \tau})$ der Nelson-Siegel Formulierung. Der geschätzte λ -Wert beträgt 0,056. Der Untersuchungszeitraum ist 1979-01 bis 1998-12.

Tabelle 2.3 Eigenschaften der geschätzten Residuen im DRA-Ansatz

Laufzeit	Zinsmodell		Zinsmakromodell	
	Mittelwert	St.-Abw.	Mittelwert	St.-Abw.
3	20,559	40,364	20,365	40,099
6	6,258	22,929	6,136	22,712
9	1,973	10,200	1,902	10,057
12	0,147	5,341	0,111	5,299
15	-0,553	4,043	-0,565	4,070
18	-0,701	4,231	-0,698	4,247
21	-0,585	4,395	-0,575	4,399
24	-0,358	4,277	-0,343	4,269
30	0,153	3,805	0,166	3,803
36	0,557	3,967	0,564	3,992
48	0,916	5,359	0,909	5,389
60	0,846	5,787	0,832	5,812
72	0,549	5,042	0,537	5,049
84	0,138	3,897	0,131	3,896
96	-0,334	3,981	-0,332	3,985
108	-0,842	6,130	-0,831	6,151
120	-1,372	9,325	-1,351	9,353

Mittelwerte und Standardabweichungen der annualisierten Residuen (u) im DRA-Zins- und DRA-Zinsmakromodell. Alle Größen sind in Basispunkten ausgewiesen. Der Untersuchungszeitraum ist 1979-01 bis 1998-12.

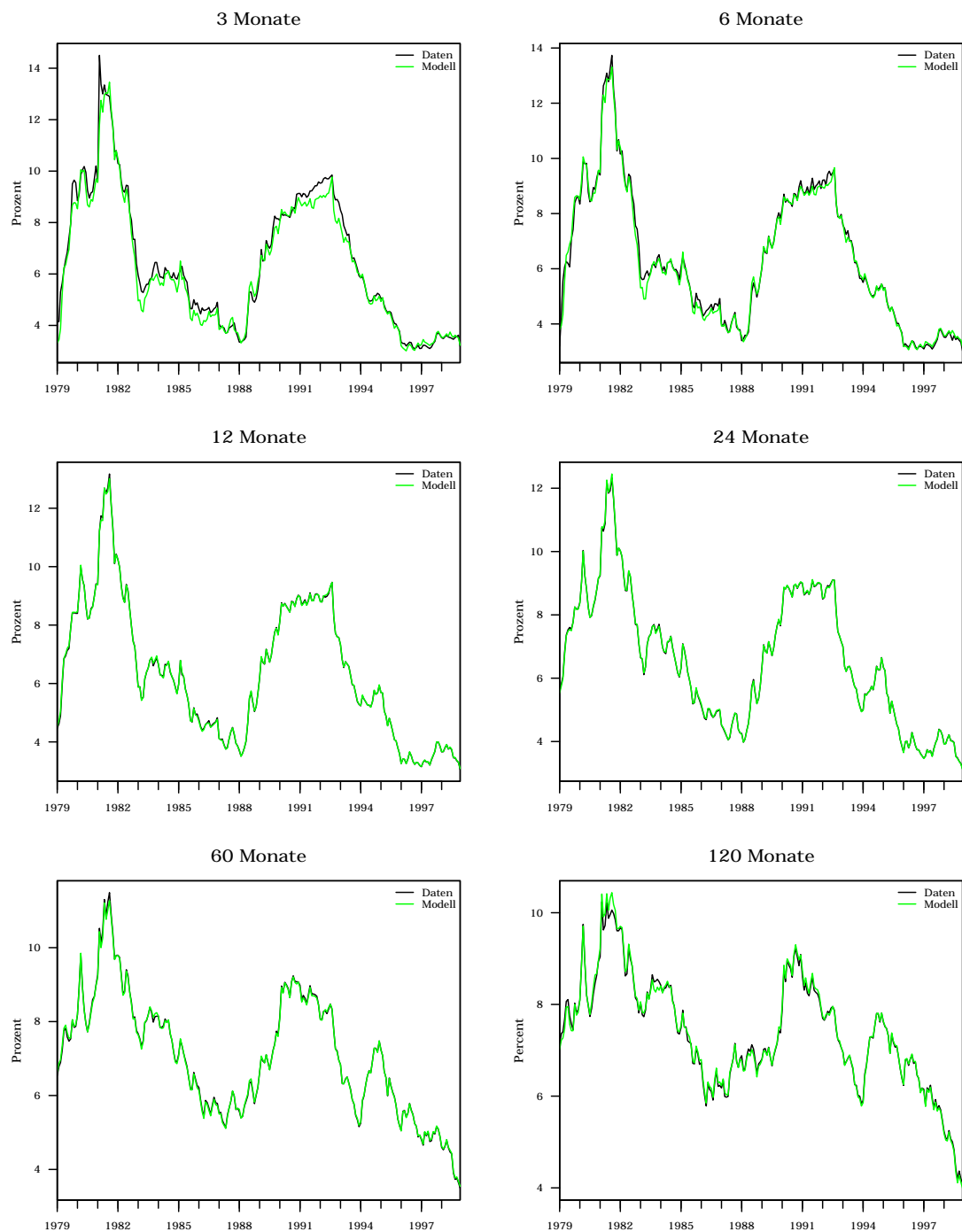


Abbildung 2.6 Abbildungsgenauigkeit der Zinssätze im DRA-Zinsmodell

Gegenüberstellung der geschätzten und tatsächlichen Zinssätze im DRA-Zinsmodell. Die Zinssätze sind annualisiert. „Daten“ bezeichnet die tatsächlichen Zinssätze, „Modell“ die Schätzergebnisse. Der Untersuchungszeitraum ist 1979-01 bis 1998-12.

Tabelle 2.4 Ergebnisse der Parameterschätzung im DRA-Zinsmakromodell

	μ	Φ					
		L_{t-1}	S_{t-1}	C_{t-1}	g_{t-1}	π_{t-1}	r_{t-1}
L_t	0,291 (0,163)	0,891 (0,048)	-0,061 (0,046)	0,004 (0,010)	-0,003 (0,005)	0,014 (0,024)	0,067 (0,050)
S_t	-0,317 (0,254)	-0,214 (0,069)	0,707 (0,065)	-0,013 (0,014)	0,035 (0,008)	0,050 (0,034)	0,225 (0,070)
C_t	-0,550 (0,520)	0,241 (0,146)	0,165 (0,136)	0,912 (0,029)	0,032 (0,016)	0,102 (0,070)	-0,239 (0,148)
g_t	0,773 (0,854)	0,344 (0,235)	0,364 (0,219)	0,114 (0,050)	0,935 (0,026)	-0,090 (0,117)	-0,408 (0,240)
π_t	-0,137 (0,182)	0,076 (0,050)	0,052 (0,047)	0,000 (0,011)	0,013 (0,006)	0,960 (0,025)	-0,044 (0,051)
r_t	0,186 (0,174)	0,098 (0,047)	0,067 (0,044)	0,012 (0,010)	0,036 (0,005)	0,097 (0,023)	0,822 (0,047)
		$\Sigma\Sigma'$					
		$\eta_t(L)$	$\eta_t(S)$	$\eta_t(C)$	$\eta_t(g)$	$\eta_t(\pi)$	$\eta_t(r)$
$\eta_t(L)$		0,093 (0,010)	-0,056 (0,010)	-0,079 (0,021)	0,042 (0,031)	0,007 (0,007)	0,010 (0,006)
$\eta_t(S)$			0,185 (0,018)	0,015 (0,028)	0,024 (0,043)	0,015 (0,009)	0,042 (0,009)
$\eta_t(C)$				0,774 (0,087)	-0,104 (0,096)	-0,020 (0,020)	0,013 (0,018)
$\eta_t(g)$					2,224 (0,211)	-0,025 (0,032)	0,034 (0,030)
$\eta_t(\pi)$						0,099 (0,009)	0,003 (0,006)
$\eta_t(r)$							0,087 (0,008)

Standardfehler befinden sich in Klammern. Signifikante Schätzergebnisse sind fett markiert. Das Signifikanzniveau beträgt 5%. Alle Größen sind annualisiert. Der Vektor μ ist in Prozent-, die Kovarianzmatrix $\Sigma\Sigma'$ in Basispunkten ausgewiesen. Der Zustandsraum des Modells ist durch die Gleichungen (2.5)–(2.6) gegeben. Der Untersuchungszeitraum ist 1979-01 bis 1998-12.

Zinsmakromodell Die Abbildungsgenauigkeit der Zinssätze verändert sich durch die Hinzunahme der makroökonomischen Variablen in das Modell nicht, weshalb auf eine Darstellung der Zinssätze verzichtet wird. Mittelwerte und Standardabweichungen der geschätzten Residuen sind nahezu identisch zu denen des Zinsmodells (siehe Tabelle 2.3). Dieses Ergebnis ist nicht verwunderlich, da die Modellzinssätze weiterhin nur mit Hilfe der latenten Faktoren gebildet werden. Worüber das Zinsmakromodell hingegen Aufschluss gibt, ist das Zusammenspiel von Makroökonomie und Zinsstrukturfaktoren über die Dynamik der Übergangsgleichung (2.5). Die Ergebnisse der diesbezüglichen Parameterschätzung sind in Tabelle 2.4 zusammengefasst.

Die Parameter der Zinsstrukturfaktoren verändern sich durch die Hinzunahme der makroökonomischen Größen deutlich. Die Autokorrelationsdynamik nimmt für alle drei Faktoren

ab, wobei der deutlichste Rückgang beim Slopefaktor zu verzeichnen ist. Der Parameterwert fällt von 0,96 auf 0,71. Anstelle des geringen signifikant positiven Effekts von C_{t-1} auf S_t im Zinsmodell tritt im Zinsmakromodell ein ausgeprägter signifikant negativer Effekt von L_{t-1} auf S_t in Höhe von $-0,21$. Bezüglich der verzögerten makroökonomischen Werte sind drei signifikante Effekte auf die Zinsstrukturfaktoren zu beobachten: Verzögerte Realisationen der Outputlücke wirken leicht positiv auf Slope- und Curvaturefaktor während verzögerte Werte des Politikzinses sehr deutlich mit einem Koeffizienten von 0,23 auf den Slopefaktor wirken. Die Ergebnisse decken sich mit den zuvor dokumentierten Korrelationen der extrahierten Faktoren mit den makroökonomischen Größen. Der deutliche Erklärungsgehalt des verzögerten Politikzinses für den Slopefaktor lässt sich leicht begründen: Ein Anstieg des Politikzinses hebt annahmegemäß das kurze Ende der Zinsstruktur und verringert so die Steigung der Zinsstrukturkurve.⁴⁰

Der Einfluss der verzögerten Zinsstrukturfaktoren auf die Makrovariablen ist weitestgehend insignifikant. Der verzögerte Curvaturefaktor hat einen signifikanten positiven Effekt in Höhe von 0,11 auf die Outputlücke und der verzögerte Levelfaktor einen signifikanten positiven Effekt in Höhe von 0,10 auf den Politikzins. Bezüglich des zweiten Ergebnisses lässt sich unter der Annahme einer engen Verknüpfung von Inflationserwartungen und Zinsniveau argumentieren, dass die Zentralbank den Politikzins anhebt, wenn das von den privaten Akteuren wahrgenommene Inflationsziel steigt.⁴¹

Die Parameterergebnisse zum rein makroökonomischen Teil haben die zu erwartende Gestalt. Inflationsrate und Outputlücke sind gemessen an den Koeffizienten der eigenen verzögerten Realisationen sehr stark und der Politikzins etwas weniger stark autokorreliert. Verzögerte Werte von Inflationsrate und Politikzins haben einen negativen Effekt auf die Outputlücke, wenngleich die Parameter keine Signifikanz aufweisen. Die verzögerte Inflationsrate hat einen signifikant positiven Effekt auf die Produktion. Der entsprechende Parameterwert ist allerdings sehr gering. Anstiege im verzögerten Politikzins haben einen senkenden, wenn auch insignifikanten, Effekt auf die Inflationsrate. Die makroökonomischen Parameter der Politikzinsgleichung sind durchgehend signifikant. Der Zins reagiert dabei positiv mit 0,04 und 0,10 auf Anstiege der verzögerten Outputlücke und der verzögerten Inflationsrate.⁴² Die geschätzte Kovarianzmatrix der Residuen zeigt für die Dynamik der Zinsstrukturfaktoren untereinander im Vergleich zum Zinsmodell im wesentlichen unveränderte Werte und Signifikanzen. Darüber hinaus sind einzig die Residuen des Politikzinses positiv mit denen des Slopefaktors korreliert. Die geschätzten Beobachtungsfehler der Makrovariablen weisen untereinander keine signifikante Kovarianz auf. Mit einem Wert von 2,22 Basispunkten auffallend hoch ist die geschätzte Varianz der Residuen der Outputlücke. Sehr gering sind hingegen die geschätzten Varianzen der Inflationsrate (0,10)

⁴⁰Zu beachten ist wiederum, dass eine positive Steigung einhergeht mit negativen Realisationen des Slopefaktors, so dass der genannte Effekt des Politikzinses einen negativen Einfluss auf die Steigung hat.

⁴¹Die Interpretation des Levelfaktors als implizites Inflationsziel der Zentralbank findet sich, wie bereits erwähnt, im Modell von Rudebusch und Wu (2008), S. 911, welches in modifizierter Form in Kapitel 4 vorgestellt wird.

⁴²Die im Vergleich zur Taylor-Regel Untersuchung in Kapitel 1 geringeren Parameterwerte sind auf den Autokorrelationskoeffizienten in der Gleichung des Politikzinses zurückzuführen. Die Frage nach dem Grund für die starke Autokorrelation des Politikzinses ist in der akademischen Debatte nicht eindeutig geklärt (Vgl. Diebold et al. (2006), S. 321). Goodfriend (1991), S. 21 f., begründet die Tendenz zur Zinsglättung durch die Zentralbank mit der Furcht vor Störungen auf den Finanzmärkten. Sack (1998) führt die Unsicherheit der Zentralbank bezüglich der genauen Wirkung der Zinsänderung zur Begründung heran. Rudebusch (2002) bezieht eine Gegenposition, indem er die vermeintliche Zinsglättung auf die Persistenz der Schocks zurückführt, denen die Zentralbank gegenübersteht. Clarida et al. (1998, 2000) beziehen die Zinsglättung explizit in die von ihnen empirisch untersuchte geldpolitische Reaktionsfunktion ein.

und des Politikzinses (0,09). Der Befund korrespondiert mit den starken Volatilitätsunterschieden der makroökonomischen Zeitreihen (Abbildung 1.3).

Der geschätzte Wert für den Parameter λ im Zinsmakromodell unterscheidet sich mit einer Höhe von 0,057 faktisch nicht von dem Ergebnis des Zinsmodells.

2.4 Impuls-Antwort-Analyse und Varianzzerlegung

Die Ergebnisse der Impuls-Antwort-Analyse im Zinsmakromodell sind in Abbildung 2.7 aufgeführt. In den Spalten dargestellt werden die orthogonalisierten Reaktionen der Modellvariablen auf einen Impuls in Höhe von einer Einheit in einer einzelnen Variable, also einem residualen Schock in Höhe von einem Prozentpunkt, im Verlauf der folgenden 30 Monate.⁴³ Neben den Impulsantworten (durchgezogene Linie) beinhaltet jede Abbildung ein 95%-Konfidenzintervall (gestrichelte Linien).⁴⁴

Innovationen in den Zinsstrukturfaktoren Die drei Zinsstrukturfaktoren weisen eine erhebliche Persistenz auf, wobei sich die eigenen Innovationen des Levelfaktors als besonders langlebig erweisen. Die Wirkung der eigenen Schocks auf den Levelfaktor beträgt selbst nach 30 Monaten unter Vernachlässigung des Konfidenzintervalls noch rund ein Drittel des Ausgangsimpulses. Diese Innovationen haben ebenso einen deutlichen Effekt auf den Slopefaktor, welcher zunächst mit einer Senkung um 60 Basispunkte reagiert, um dann im Laufe der Folgemonate bei ansteigendem Konfidenzintervall langsam gegen das Ausgangsniveau zu streben. Der negative Effekt auf den Slopefaktor bedeutet eine größere Steigung der Zinsstrukturkurve. Diebold et al. (2006) argumentieren, dass unter der Annahme einer engen Verbindung von Levelfaktor und Inflationserwartungen ein überraschender Anstieg des Levelfaktors einhergeht mit einer Lockerung der Geldpolitik, also einer Senkung des kurzen relativ zum langen Ende der Zinsstruktur.⁴⁵ Der Curvaturefaktor reagiert ebenfalls deutlich negativ auf Innovationen im Levelfaktor. Die Reaktion auf den Ausgangsimpuls beträgt -86 Basispunkte. Allerdings nimmt der Effekt in den Folgemonaten schnell ab, wobei das deutlich auseinandergehende Konfidenzintervall genaue Aussagen nicht zulässt. Innovationen in Slope- und Curvaturefaktor haben keine auffällige Wirkung auf die jeweils anderen beiden Faktoren.

Die Outputlücke zeigt deutliche Reaktionen auf Innovationen in allen drei Zinsstrukturfaktoren. Die zum Teil extremen Konfidenzintervalle lassen sich vor allem auf die sehr hohen Standardfehler der geschätzten Koeffizienten der Outputlücke zurückführen (Tabelle 2.4). Insbesondere die Impulsantworten auf Innovationen in Level- und Slopefaktor sind vor diesem Hintergrund kaum zu interpretieren. Hinsichtlich der zunächst positiven Reaktion auf Innovationen im Levelfaktor lässt sich dennoch, wenn auch ohne statistische Signifikanz, ökonomisch intuitiv argumentieren, dass ein Überraschungsanstieg des Level-

⁴³Die Normierung der Impulse auf einen Prozentpunkt führt dazu, dass Innovationen in der Outputlücke, deren Residuen eine hohe Volatilität aufweisen, im Vergleich zu den anderen Größen geringere Effekte erzielen als bei einer Normierung auf die Höhe einer Standardabweichung der Schocks. Die quantitative Bedeutung der Outputlücke geht dann aber im späteren Verlauf aus der Varianzzerlegung eindeutig hervor.

⁴⁴Die Ergebnisse der Impuls-Antwort-Analyse basieren auf der Kausalordnung $L_t, S_t, C_t, g_t, \pi_t, r_t$. Rechtfertigen lässt sich diese dadurch, dass die Zinssätze am Monatsanfang gemessen werden. Diebold et al. (2006), S. 321, ermitteln in ihrer Untersuchung zudem eine Robustheit der Ergebnisse bezüglich alternativer Identifikationsstrategien.

⁴⁵Vgl. Diebold et al. (2006), S. 325.

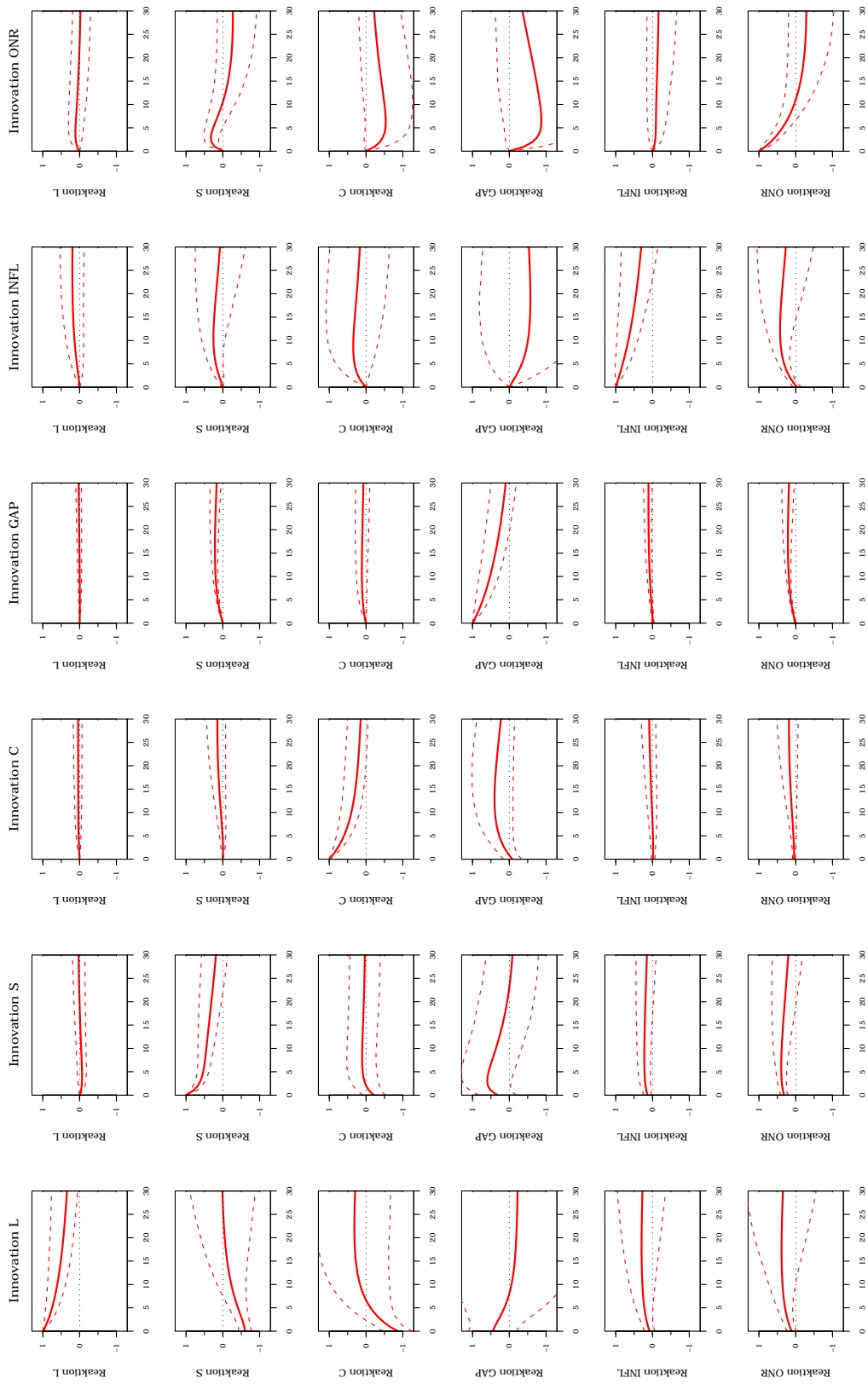


Abbildung 2.7 Impulsantworten im DRA-Ansatz

Impulsantworten auf Innovationen in Höhe von einem Prozentpunkt in den Zustandsvariablen. Zustandsvariablen sind (in der Kausalordnung) Level- (L), Slope- (S), Curvaturefaktor (C), Outputlücke (GAP), Inflationsrate (INFL) und Politikzins (ONR). Die Identifikation ist rekursiv. Der Zustandsraum des Modell ist durch die Gleichungen (2.5)–(2.6) gegeben. Der Untersuchungszeitraum ist 1979-01 bis 1998-12. Die Zinssätze werden am Monatsanfang gemessen.

faktors den ex-ante Realzins senkt und somit für eine kurzfristige Produktionsausweitung sorgt.⁴⁶ Die Inflationsrate reagiert mit zunehmender Unsicherheit anhaltend positiv auf steigende Inflationserwartungen ausgedrückt in Form von Innovationen im Levelfaktor. Residuale Schocks auf den Slopefaktor wirken ebenfalls leicht erhöhend auf die Inflationsrate, Innovationen im Curvaturefaktor spielen keine Rolle. Ansteigende Inflationserwartungen (positive Impulse auf den Levelfaktor) heben den Politikzins annahmegemäß dauerhaft an, wobei das zugehörige Konfidenzintervall mit der Zeit allerdings stark zunimmt. Die deutliche Reaktion der Zentralbank sorgt dabei dafür, dass sich dauerhaft lediglich 28% des Ausgangsimpulses auf die Inflationserwartungen in der tatsächlichen Inflationsrate niederschlagen. Innovationen im Curvaturefaktor erscheinen wiederum unbedeutend. Die Reaktion des Politikzinses auf Innovationen im Slopefaktor ist dagegen ebenfalls anhaltend positiv. Diebold et al. (2006) liefern an dieser Stelle zwei mögliche Interpretationslinien.⁴⁷ Die Zentralbank könnte mit dem Politikzins auf die zu Monatsbeginn gemessenen Zinssätze reagieren. Wahrscheinlicher ist hingegen, dass Bondmärkte vor dem Hintergrund institutioneller Friktionen die Reaktion der Zentralbank auf Veränderungen der relevanten makroökonomischen Informationen antizipieren.

Innovationen in den Makrofaktoren Der Levelfaktor zeigt keine relevante Reaktion auf Innovationen in der Outputlücke und im Politikzins. Residuale Schocks in der Inflationsrate sorgen hingegen für einen langfristig positiven marginalen Effekt auf den Levelfaktor. Dass dieser Effekt über die folgenden 30 Monate eine Wirkung von maximal 20 Basispunkten erreicht, lässt auf fest verankerte Inflationserwartungen schließen, welche sich recht unabhängig von transitorischen Veränderungen der Inflationsrate verhalten.⁴⁸ Der Slopefaktor zeigt positive Reaktionen auf Innovationen in der Outputlücke und der Inflationsrate, wobei letztere nicht signifikant ist. Plötzliche Veränderungen des Politikzinses heben kurzfristig den Slopefaktor, ein Effekt der sich später bei allerdings zunehmendem Konfidenzintervall umkehrt. Geldpolitische Schocks wirken dabei kurzfristig, geldpolitische Reaktionen auf Output- und Inflationsschocks längerfristig über einen Anstieg der kurz- im Verhältnis zu den langfristigen Zinssätzen auf die Gestalt der Zinsstruktur. Die Reaktion des Curvaturefaktors auf Innovationen in der Inflationsrate ist positiv und auf Innovationen im Politikzins negativ bei jeweils großer Unsicherheit. Schocks auf die Outputlücke spielen für den Curvaturefaktor keine Rolle.

Die drei Makrofaktoren weisen eine unterschiedliche Persistenz auf. Den Parameterergebnissen in Tabelle 2.4 entsprechend, ist die Persistenz von Innovationen in der Inflationsrate am größten und die von Innovationen des Politikzinses am geringsten. Unter Nichtberücksichtigung der Unsicherheit verbleibt nach 30 Monaten noch eine Schockwirkung von ca. 30% auf die Inflationsrate, während Effekte eigener Schocks auf den Politikzins bereits nach 12 Monaten eine Höhe von Null erreichen, um dann sogar das Vorzeichen zu wechseln. Die Outputlücke reagiert erwartungsgemäß mit einem Rückgang auf Innovationen in der Inflationsrate und im Politikzins, wobei die zugehörigen Konfidenzintervalle extreme

⁴⁶Vgl. Diebold et al. (2006), S. 324. Die Argumentation beruht wiederum auf der Annahme, dass der Levelfaktor die Inflationserwartungen approximiert ($L_t \approx \pi_t^e$). Der ex-ante Realzins ist in diesem Fall definiert als Differenz aus Politikzins und Levelfaktor: $r_t - L_t$.

⁴⁷Vgl. zum Folgenden: Diebold et al. (2006), S. 324. Es ist anzumerken, dass die Ausgangsreaktion des Politikzinses auf Innovationen im Slopefaktor in deren Untersuchung mit US-Daten nahezu Eins zu Eins, also wesentlich größer als im vorliegenden Fall (0,32), ist. Dies deckt sich mit eigenen Untersuchungen mit US-Daten für den gewählten Untersuchungszeitraum (Anhang B). Zurückzuführen ist der große Unterschied auf die dort wesentlich stärker korrelierten geschätzten Residuen der beiden Größen.

⁴⁸Im Vergleich dazu überträgt sich der Impuls auf die Inflationsrate im US-Datensatz langfristig mit 47 Basispunkten auf die Inflationserwartungen.

Tabelle 2.5 Varianzzerlegung der makroökonomischen Variablen im DRA-Ansatz

	Horizont	L	S	C	g	π	r
OUTPUTLÜCKE (g)	1	0,01	0,01	0,00	0,97	0,00	0,00
	12	0,00	0,03	0,05	0,88	0,01	0,03
	60	0,01	0,02	0,11	0,76	0,05	0,04
INFLATION (π)	1	0,01	0,04	0,00	0,00	0,95	0,00
	12	0,06	0,08	0,00	0,08	0,77	0,01
	60	0,11	0,07	0,08	0,32	0,39	0,02
POLITIKZINS (r)	1	0,02	0,21	0,02	0,02	0,00	0,72
	12	0,08	0,21	0,04	0,43	0,09	0,15
	60	0,09	0,09	0,15	0,54	0,07	0,06

Anteil der einzelnen Zustandsvariablen an der Prognosefehlervarianz der 1-, 12- und 60-Schrittprognose der makroökonomischen Variablen. L , S und C bezeichnen die latenten Faktoren Level, Slope und Curvature, g , π und r die makroökonomischen Variablen Outputlücke, Inflationsrate und Politikzins. Der Untersuchungszeitraum ist 1979-01 bis 1998-12.

Ausmaße annehmen. Innovationen der Outputlücke zeigen eine signifikante, wenn auch nur marginale, positive Wirkung auf die Inflationsrate. Geldpolitische Schocks hingegen senken die Inflationsrate, allerdings mit größerer Unsicherheit.⁴⁹ Der Dynamik einer Taylor-Regel entsprechend, erhöhen positive Schocks auf Outputlücke und Inflationsrate den Politikzins nachhaltig, wobei erstere weniger stark, dafür aber mit engerem Konfidenzintervall auf den Zins wirken.

Varianzzerlegung Die Ergebnisse der Prognosefehlervarianzzerlegung des Modells für Prognosehorizonte von 1, 12 und 60 Monaten finden sich in den Tabellen 2.5 und 2.6. Tabelle 2.5 gibt dabei Aufschluss über den Erklärungsgehalt der Zinsstruktur für die Prognosefehlervarianz der makroökonomischen Variablen, während Tabelle 2.6 den Beitrag der Makrofaktoren zur Prognosefehlervarianz ausgewählter Zinssätze quantifiziert.

Die Variation der Outputlücke hängt nur in sehr geringem Maße von den anderen Größen des Modells ab. Für die drei Prognosehorizonte 1, 12 und 60 Monate werden 97, 88 und 76% der Variation der Outputlücke durch diese selbst erklärt. Der Curvaturefaktor liefert mit einem Beitrag von 5 bis 11% zur Fehlervarianz der 12- und 60-Schrittprognose den größten Anteil. Inflationsrate und Politikzins steuern für diese Horizonte gerade einmal 1–5% und 3–4% bei. Für die Inflationsrate spielen seitens der Zinsstruktur langfristig annahmegemäß die Inflationserwartungen die größte Rolle bei der Erklärung der Prognosefehlervarianz. Für die 60-Schrittprognose tragen Variationen des Levelfaktors 11% und Variationen in Slope- und Curvaturefaktor 7% und 8% bei. Langfristig hauptsächlich erklärt wird die

⁴⁹Das in VAR-Untersuchungen häufig dokumentierte so genannte „Price Puzzle“ tritt im vorliegenden Fall zumindest im Mittel nicht auf. Anders verhält es sich im Modell mit US-Daten, in welchem ein unvorhergesehener Anstieg des Politikzins einen Anstieg der Inflationsrate zur Folge hat. Diebold et al. (2006), S. 324, dokumentieren in ihrer Untersuchung ebenfalls einen solchen Effekt.

Der Begriff „Price Puzzle“ geht auf die Arbeiten von Sims (1992) und Eichenbaum (1992) zurück und beschreibt den empirischen Befund, dass positive geldpolitische Schocks je nach Spezifikation zu einem anhaltenden Anstieg des Preisniveaus führen können. Sims (1992), S. 988 f., argumentiert, dass dieses Ergebnis möglicherweise darauf zurückzuführen ist, dass ein wichtiger Inflationsindikator der Zentralbank in den strukturellen VAR-Gleichungen fehlt. Hanson (2004), S. 1411 f., findet hingegen keinen Zusammenhang zwischen dem Prognosegehalt einer Variable für zukünftige Inflation und der Fähigkeit einer solchen Variable, das „Price Puzzle“ aufzuheben. Er verweist daher auf die Gefahr möglicher Fehlspezifikationen in monetären VAR-Systemen.

Tabelle 2.6 Varianzzerlegung der Zinssätze im DRA-Ansatz

	Horizont	L	S	C	g	π	r
3-MONATSZINS							
Zinsmodell	1	0,08	0,88	0,04			
	12	0,05	0,76	0,19			
	60	0,05	0,53	0,42			
Zinsmakromodell	1	0,11	0,83	0,03	0,01	0,00	0,02
	12	0,12	0,34	0,05	0,38	0,07	0,03
	60	0,11	0,12	0,16	0,51	0,06	0,04
12-MONATSZINS							
Zinsmodell	1	0,10	0,64	0,27			
	12	0,08	0,54	0,39			
	60	0,09	0,40	0,51			
Zinsmakromodell	1	0,13	0,55	0,30	0,01	0,00	0,01
	12	0,17	0,22	0,20	0,32	0,08	0,01
	60	0,15	0,09	0,20	0,45	0,08	0,03
60-MONATSZINS							
Zinsmodell	1	0,39	0,13	0,49			
	12	0,37	0,14	0,49			
	60	0,34	0,15	0,51			
Zinsmakromodell	1	0,42	0,07	0,49	0,00	0,00	0,00
	12	0,46	0,04	0,32	0,12	0,07	0,00
	60	0,36	0,03	0,24	0,26	0,10	0,02
120-MONATSZINS							
Zinsmodell	1	0,76	0,04	0,20			
	12	0,69	0,05	0,26			
	60	0,56	0,08	0,35			
Zinsmakromodell	1	0,78	0,02	0,20	0,00	0,00	0,00
	12	0,74	0,01	0,17	0,04	0,05	0,00
	60	0,55	0,01	0,16	0,16	0,11	0,01

Anteil der einzelnen Zustandsvariablen an der Prognosefehlervarianz der 1-, 12- und 60-Schrittprognose der Zinssätze im DRA-Zins- und DRA-Zinsmakromodell. L , S und C bezeichnen die latenten Faktoren Level, Slope und Curvature, g , π und r die makroökonomischen Variablen Outputlücke, Inflationsrate und Politikzins. Der Untersuchungszeitraum ist 1979-01 bis 1998-12.

Varianz durch eigene (39%) sowie erwartungsgemäß durch Variationen der Outputlücke (32%). Kurzfristig spielen weder die Zinsstruktur- noch die beiden anderen Makrofaktoren eine Rolle. Mittelfristig weisen Level- und Slopefaktor mit 6% und 8% einen geringen Erklärungsgehalt auf. Der Politikzins lässt sich am wenigsten durch die eigene Variation erklären. Mit steigendem Prognosehorizont nimmt der Eigenanteil deutlich ab (72, 15, 6%). Kurz- und mittelfristig trägt der Slopefaktor einen Anteil von jeweils 21% bei, wobei dieser möglicherweise, wie bereits erwähnt, auf die Antizipation geldpolitischer Entscheidungen durch die Anleihemärkte zurückgeführt werden kann. Einen deutlichen Anteil an der kurz- und mittelfristigen Variation des Politikzinses hat die Outputlücke mit Werten von 43% und 54%, während der Anteil der Inflationsrate mit 9% und 7% sehr gering ist. Langfristig tragen die Zinsstrukturfaktoren insgesamt 33% zur Erklärung bei. Dies entspricht dem maximalen Erklärungsbeitrag der Zinsstruktur über alle Variablen und Horizonte.

Die Anteile der Zinsstrukturfaktoren an der Prognosefehlervarianz der Zinssätze (Tabelle

2.6) zeigen entlang der Zinsstrukturkurve den erwarteten Verlauf. Während am kurzen Ende im Zinsmodell der Slopefaktor über die Horizonte mit 88 bis 53% dominiert, erreicht dieser am langen Ende gerade noch einen Anteil von 4 bis 8%. Umgekehrt verhält es sich mit dem Levelfaktor, welcher für die Varianz des kurzfristigen Zinses einen Erklärungsgehalt von 8 bis 5% aufweist, die Varianz des langfristigen Zinses hingegen mit 78 bis 55% erklärt. Der Beitrag des Curvaturefaktors nimmt erwartungsgemäß entlang der Zinsstrukturkurve zunächst zu (49-51% im Falle des 60-Monatszinses) und dann wieder ab (20-35% im Falle des 120-Monatszinses).

Die Evidenzen zum Erklärungsbeitrag der makroökonomischen Variablen zur Prognosefehlervarianz der Zinssätze sind gemischt. Für den kurzfristigen Prognosehorizont besteht faktisch kein Einfluss der makroökonomischen Dynamik. Im Falle der 60-Schrittprognose liegt der Erklärungsgehalt der makroökonomischen Variablen entlang der Zinsstrukturkurve hingegen bei 61, 56, 38 und 28%. Insbesondere die langfristige Variation kurz- und mittelfristiger Zinssätze lässt sich demnach mit Hilfe makroökonomischer Größen erklären. Dabei nimmt der Beitrag der Outputlücke entlang der Zinsstrukturkurve ab und der der Inflationsrate zu. Hinzuweisen ist zudem auf die ungleiche Verteilung des Erklärungsgehalts zwischen den Variablen. Während die Outputlücke am kurzen Ende 51 und am langen Ende 16% erklärt, liegt der Beitrag der Inflationsrate gerade einmal zwischen 6 und 11%. Der Politikzins erreicht sogar nur 4 bis 1%. Im Vergleich zum reinen Zinsmodell stellt sich heraus, dass die makroökonomischen Größen einen Teil des Erklärungsgehalts der Faktoren Slope und Curvature übernehmen, während der Levelfaktor bei der Erklärung der Variation der Zinssätze durch Hinzunahme der Makrovariablen sogar noch an Einfluss gewinnt.⁵⁰

Es lässt sich festhalten, dass der Erklärungsbeitrag der Zinsstrukturfaktoren für die makroökonomischen Größen mit Ausnahme der kurz- bis mittelfristigen Korrelation zwischen Slopefaktor und Politikzins mit einem Maximalwert von in der Summe 33% eher gering ist. Für die kurzfristige Variation aller Zinssätze scheinen idiosynkratische Faktoren entscheidend zu sein. Mittel- und langfristig leisten die Makrofaktoren mit in der Summe maximal 61% einen deutlichen Beitrag zur Erklärung der Varianz der Zinssätze, welcher hauptsächlich auf Variationen der Outputlücke zurückzuführen ist. Mit steigender Laufzeit nimmt der makroökonomische Erklärungsbeitrag zudem wieder ab.

2.5 Internationale Evidenzen

Anhang B beinhaltet alle relevanten Schätzergebnisse des DRA-Ansatzes für die US-amerikanische Volkswirtschaft. Im Folgenden werden die wesentlichen Befunde und zentralen Unterschiede zu der Schätzung mit deutschen Daten thematisiert.

Zinsstrukturfaktoren Die extrahierten Zinsstrukturfaktoren weisen Korrelationen von 0,89 (Level), 0,96 (Slope) und 0,87 (Curvature) mit ihren empirischen Proxies auf. Bezüglich der Korrelationen mit den makroökonomischen Variablen ähneln die Ergebnisse denen

⁵⁰Diebold et al. (2006), S. 325, sprechen bezüglich des sinkenden Einflusses des Slopefaktors davon, dass nun die makroökonomischen Größen im Sinne einer antizyklischen Geldpolitik die veränderte Steigung der Zinsstruktur erklären. Die Autoren verweisen dabei auf die Arbeit von Rudebusch und Wu (2008), deren Modell Grundlage der in Kapitel 4 vorgestellten Untersuchung ist. Anzumerken ist, dass der Erklärungsgehalt des Politikzinses für die Variation der Zinssätze im US-Datensatz wesentlich höher ist, worauf im Anschluss näher eingegangen wird.

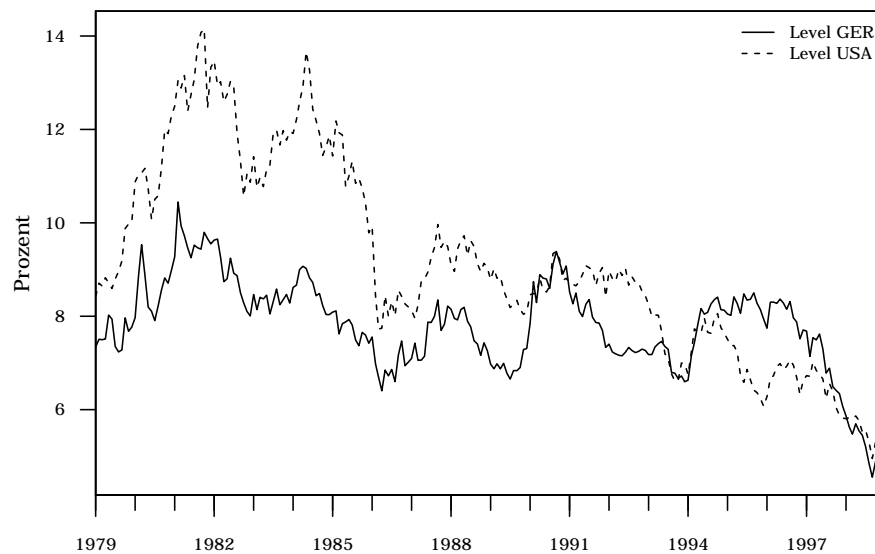


Abbildung 2.8 DRA-Levelfaktor: Deutschland versus USA

Gegenüberstellung des Zeitreihenverlaufs der DRA-Levelfaktoren: Deutschland versus USA. Die Faktoren sind annualisiert. Der Untersuchungszeitraum ist 1979-01 bis 1998-12.

der deutschen Untersuchung. Der Levelfaktor zeigt eine deutliche Korrelation mit der Inflationsrate (0,53) und der Slopefaktor ist im Sinne eines Taylor-Regel Zusammenhangs eng mit allen drei Variablen verknüpft (0,66 Outputlücke, 0,63 Inflation, 0,71 Politikzins). Anders als im deutschen Fall ist der Curvaturefaktor mit keiner der Variablen korreliert.

Die Abbildungen 2.8–2.10 stellen die Verläufe der extrahierten Faktoren in den beiden Ländern gegenüber. Der Levelfaktor liegt in den USA im Durchschnitt 1,30 Prozentpunkte über dem deutschen und ist zudem stärker autokorreliert. Die Korrelation zwischen den beiden Levelfaktoren ist angesichts eines Korrelationskoeffizienten in Höhe von 0,70 beträchtlich. Aus Abbildung 2.8 geht hervor, dass sich ab dem Jahr 1986 auch das Niveau der Faktoren zwischen den beiden Ländern deutlich annähert. Der Abwärtstrend in den letzten Jahren des Untersuchungszeitraums ist zudem in beiden Ländern gleichermaßen zu beobachten. Tatsächlich geht der deutliche Unterschied im Mittelwert der beiden Levelfaktoren auf deren große Differenz in den ersten 6 Jahren zurück. Der enorme Abfall im US-amerikanischen Zinsniveau ab dem Jahr 1984 kann vor dem Hintergrund der unter der Leitung des Federal Reserve Vorsitzenden Paul Volcker im Zeitraum 1980 bis 1984 vorangetriebenen Disinflation (siehe Abbildung 1.6) mit in der Folge gesunkenen Inflationserwartungen begründet werden. Der Vergleich des Verlaufs der tatsächlichen Inflationsrate mit dem des Levelfaktors (Abbildung B.2) verdeutlicht dabei, dass die Inflationserwartungen mit einer erheblichen Verzögerung auf den massiven Rückgang der tatsächlichen Inflationsrate reagieren, was darauf hindeutet, dass der vollzogene Regimewechsel zunächst nicht vollständig glaubwürdig war.⁵¹

Die Abbildungen 2.9 und 2.10 zeigen für die Höhe der Slope- und Curvaturefaktoren zwar vergleichbare Niveaus an, die Korrelation scheint dagegen gering zu sein. In der Tat betragen die Korrelationskoeffizienten gerade einmal 0,14 und 0,17. Hinsichtlich der Steigung der Zinsstruktur ist allerdings anzumerken, dass in den letzten Jahren des Untersuchungs-

⁵¹ Goodfriend und King (2005) analysieren diese Episode und führen die erst spät sinkenden langfristigen Zinsen auf eine solche zu Beginn unvollständige Glaubwürdigkeit der Federal Reserve zurück.

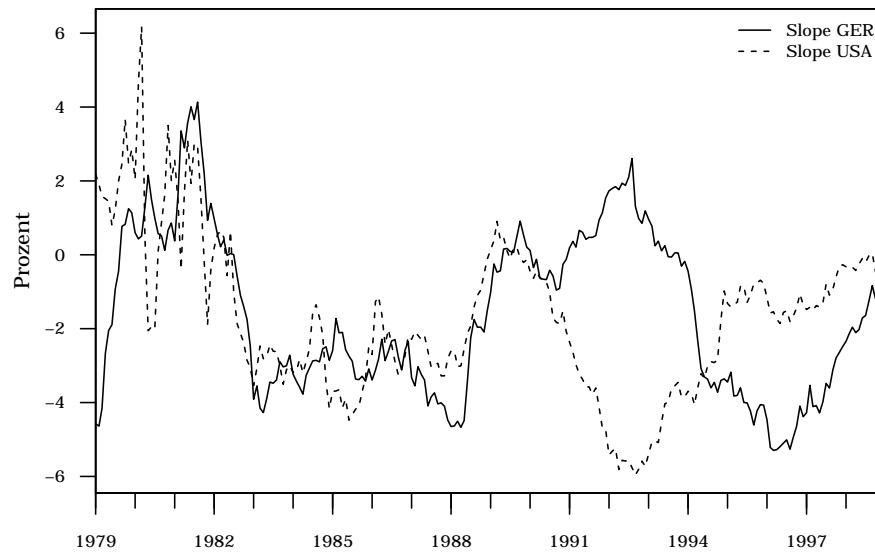


Abbildung 2.9 DRA-Slopefaktor: Deutschland versus USA

Gegenüberstellung des Zeitreihenverlaufs der DRA-Slopefaktoren: Deutschland versus USA. Die Faktoren sind annualisiert. Der Untersuchungszeitraum ist 1979-01 bis 1998-12.

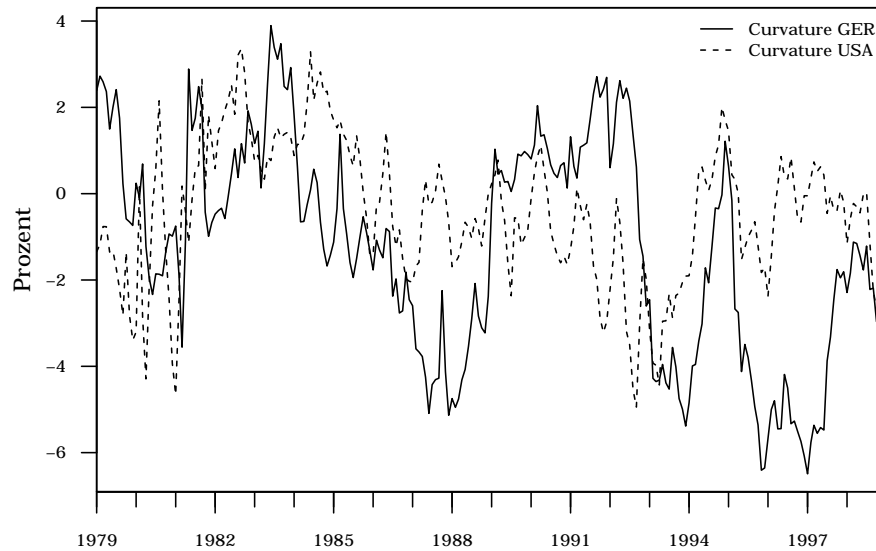


Abbildung 2.10 DRA-Curvaturefaktor: Deutschland versus USA

Gegenüberstellung des Zeitreihenverlaufs der DRA-Curvaturefaktoren: Deutschland versus USA. Die Faktoren sind annualisiert. Der Untersuchungszeitraum ist 1979-01 bis 1998-12.

zeitraums im Zuge der Annäherung der Niveaus sehr wohl ein erheblicher Gleichlauf stattgefunden hat. Der Korrelationskoeffizient der Slopefaktoren beträgt in den letzten 4 Jahren 0,88, der für die Levelfaktoren 0,87. Insgesamt deuten die empirischen Evidenzen folglich auf eine zunehmende internationale Verknüpfung der Anleihemärkte hin.⁵²

Zinsmodell Im Zinsmodell für die USA sind stärkere Unterschiede in der Autokorrelation der Zinsstrukturfaktoren auszumachen. Die zugehörigen Koeffizienten betragen 0,99, 0,94 und 0,83. Die residuale Varianz des Slopefaktors ist mit 0,50 mehr als doppelt so groß wie die im deutschen Modell (0,20). Der Parameter λ ist mit einem Wert von 0,049 etwas kleiner. Die Ladung des Curvaturefaktors wird in diesem Fall bei einer Laufzeit von 36,4 Monaten maximal.

Die Abbildungsgenauigkeit des Modells ist insbesondere am kurzen und am langen Ende der Zinsstruktur etwas besser als im deutschen Fall. Ähnlich wie dort nimmt die Abbildungsgenauigkeit aber zunächst mit steigender Laufzeit zu und für die sehr langen Laufzeiten dann wieder ab. Die durchschnittliche Standardabweichung der geschätzten Residuen beträgt für die USA über alle Laufzeiten im Zinsmodell/Zinsmakromodell 7,23/7,10 Basispunkte und für Deutschland 8,42/8,39 Basispunkte. Im mittleren Laufzeitspektrum von 12 bis 60 Monaten ist der Unterschied mit 4,08/4,12 (USA) im Gegensatz zu 4,58/4,59 Basispunkten (Deutschland) weniger deutlich.

Zinsmakromodell Die Anzahl signifikanter Parameter in der Matrix Φ im Zinsmakromodell für die USA ist mit 26 im Vergleich zu 15 im deutschen Modell erstaunlich hoch. Der Levelfaktor zeigt signifikant positive Reaktionen auf verzögerte Werte der Inflationsrate und des Politikzinses. Die Koeffizienten der Gleichung des Slopefaktors sind alle signifikant. Die Reaktionen auf die verzögerten Makrovariablen sind positiv, wobei die Reaktion auf den verzögerten Politikzins mit 0,517 mehr als doppelt so hoch ist wie die des deutschen Slopefaktors mit 0,225. Die Korrelation des US-Slopefaktors mit den eigenen Verzögerungen ist darüber hinaus mit einem Wert von 0,251 außerordentlich gering. Die Outputlücke sinkt signifikant und deutlich mit steigenden verzögerten Inflationserwartungen (L_{t-1}) und verringerter verzögerter Steigung der Zinsstruktur (S_{t-1}). Ein ökonomisch nicht erwartetes Ergebnis stellen die positiven Reaktionen der Inflationsrate und der Outputlücke auf verzögerte Erhöhungen des Politikzinses dar, welche im Fall der Outputlücke sogar signifikant ist. Tatsächlich tritt dieses Ergebnis in einem einfachen vektorautoregressiven System der drei Makrovariablen nicht auf. Bezüglich der Gleichung des Politikzinses sind wiederum alle Parameter signifikant. Der Politikzins zeigt die zu erwartende positive Reaktion auf verzögerte Veränderungen der Outputlücke und der Inflationsrate. Angesichts eines Koeffizienten in Höhe von 1,14 ist der Politikzins extrem mit den eigenen Verzögerungen korreliert. Hinsichtlich der Zinsstrukturfaktoren reagiert der Politikzins ausgeprägt negativ auf Verzögerungen von Level- und Slopefaktor, ein Ergebnis, welches im Fall des Levelfaktors erneut kontraintuitiv erscheint. Warum sollte die Zentralbank auf gestiegene Inflationserwartungen mit einer Zinssenkung reagieren?⁵³ Tat-

⁵²Die hohe internationale Korrelation der Levelfaktoren ist ein häufig dokumentierter empirischer Befund. Tam und Yu (2008) finden in einer der vorliegenden ähnlichen Untersuchung ebenfalls deutliche Evidenzen für einen Gleichlauf des Zinsniveaus in Deutschland, Japan und den USA. Diebold et al. (2008) ermitteln auch bezüglich der Steigung eine Kommunalität zwischen den Slopefaktoren der Länder Deutschland, Japan, Großbritannien und USA. Die Autoren extrahieren darüber hinaus ökonomisch signifikante globale Zinsstrukturfaktoren.

⁵³Der Befund ließe sich erklären, wenn der Levelfaktor als implizites Inflationsziel der Zentralbank verstanden würde. Dann nämlich würde ein Anstieg des Inflationsziels eine Lockerung der Geldpolitik bedeuten,

sächlich zeigt die Impuls-Antwort-Analyse dann auch einen deutlichen Zinsanstieg in Folge einer unvorhergesehenen Erhöhung der Inflationserwartungen.

Die Kovarianzmatrix $\Sigma\Sigma'$ zeigt für die USA neben den Diagonalelementen 9 signifikante Parameter. Unter anderem sind die Störterme des Levelfaktors erwartungsgemäß positiv mit denen der Outputlücke und der Inflationsrate korreliert. Die residuale Korrelation zwischen Slopefaktor und Politikzins ist nahezu 5 mal so groß wie im deutschen Fall. Außerdem sind die Residuen des Politikzinses stark positiv mit denen der Outputlücke korreliert. Die geschätzte Varianz der Outputlücke beträgt dabei weniger als 1/5 der residualen Varianz der deutschen Outputlücke. Die Varianz der Politikzinsresiduen ist dagegen im US-Modell ca. 6 mal so groß wie im deutschen Modell.

Impulsantworten Die Konfidenzintervalle der Impulsantworten im US-Modell sind im Durchschnitt deutlich enger als im deutschen Modell. Bezüglich der Zinsstrukturfaktoren zeigt die Inflationsrate im Unterschied zum deutschen Modell keine Reaktion auf unvorhergesehene Veränderungen der Inflationserwartungen in Form von Innovationen im Levelfaktor. Der Politikzins weist dagegen stärkere Reaktionen auf Schocks in Level- und Slopefaktor auf, welche hinsichtlich des Slopefaktors dafür aber kurzlebiger sind.

Der Levelfaktor reagiert langfristig stärker auf Innovationen in der Inflationsrate, was auf weniger fest verankerte Inflationserwartungen hindeutet. Die Reaktion des Slopefaktors auf Innovationen im Politikzins ist ausgeprägter, allerdings ähnlich kurzlebig. Die Inflationsrate steigt langfristig stärker in Folge eines Schocks auf die Produktion. Zudem deutet sich das zuvor bereits erwähnte „Price Puzzle“ an, nachdem die Inflationsrate kurzfristig positiv auf eine Erhöhung des Politikzinses reagiert. Dieser reagiert im Vergleich zu Deutschland stärker auf Innovationen in der Outputlücke und in der Inflationsrate und ist bezüglich der eigenen Schocks wesentlich persistenter.

Varianzzerlegung Wie im deutschen Modell wird die kurz- bis mittelfristige Prognosefehlervarianz der Outputlücke nahezu ausschließlich idiosynkratisch erklärt. Langfristig leistet hingegen die Inflationsrate mit 34% einen erheblichen Erklärungsbeitrag. Der Politikzins trägt dazu noch 7% bei. Für die kurz- bis mittelfristige Varianz der Inflationsrate liefert neben der Inflationsrate selbst die Outputlücke mit Werten von 51 und 19% den einzigen nennenswerten Beitrag. Die Zinsstrukturfaktoren haben dagegen keinerlei Anteil an der Varianz der Outputlücke und der Inflationsrate. Anders verhält es sich beim Politikzins, dessen Varianz kurzfristig durch den Slopefaktor (29%), mittelfristig durch den Slopefaktor (13%) und die Outputlücke (19%) und langfristig durch den Levelfaktor (16%) und die Outputlücke (43%) erklärt wird. Dabei ist allerdings zu beachten, dass der Beitrag des Slopefaktors möglicherweise nur auf die Antizipation geldpolitischer Entscheidungen durch die Anleihemärkte zurückzuführen ist. Der maximale Erklärungsbeitrag der Zinsstrukturfaktoren für die Varianz der Makrovariablen wird im Falle der 1-Schrittprognose des Politikzinses mit 31% erreicht.

Hinsichtlich der Varianzzerlegung der Prognosefehler der Zinssätze liegt der größte Unterschied zwischen dem US- und dem deutschen Modell im Erklärungsgehalt des Politikzinses. Dieser beträgt für die Prognosehorizonte 1, 12 und 60 Monate am kurzen Ende 17, 27 und 14%, nimmt aber mit der Laufzeit der Zinssätze ab. Am deutlichsten erklärt der Politikzins die Varianz der 12-Schrittprognose mit Werten von 27, 22, 13 und 12% entlang

welche sich in einem niedrigeren Politikzins niederschlagen würde. Der in Kapitel 4 vorgestellte, auf der Arbeit von Rudebusch und Wu (2008) beruhende, Ansatz verwendet eine solche Interpretation.

der Zinsstrukturkurve. Vergleicht man die Ergebnisse mit denen des reinen Zinsmodells, wird deutlich, dass der Politikzins insbesondere am kurzen Laufzeitende einen Großteil des Erklärungsgehalts des Slopefaktors übernimmt. Wie im deutschen Modell steigt der langfristige Erklärungsbeitrag der Inflationsrate mit der Laufzeit, wobei der größte Erklärungsgehalt für die langfristige Variation der Zinssätze auf die Outputlücke entfällt.

Insgesamt lässt sich festhalten, dass der Beitrag der Zinsstrukturfaktoren zur Varianz der Makrovariablen in beiden Untersuchungen ähnlich gering ist (maximal 31-33%), der Erklärungsgehalt der Makrovariablen für die Varianz der Zinsstruktur im US-Modell deutlich ausgeprägter ist und sich mehr auf die drei Variablen verteilt. Langfristig erklären die Makrovariablen im US-Modell 64% der Variation am kurzen und 48% der Variation am langen Ende der Zinsstruktur. Im deutschen Modell sind es 61% und 28%.

2.6 Zusammenfassung und Diskussion

Diebold und Li (2006) zeigen, dass die Parameter der Nelson-Siegel Kurve als zeitvariable Faktoren verstanden werden können, welche Niveau (Level), Steigung (Slope) und Krümmung (Curvature) der Zinsstruktur beschreiben. In Anlehnung an Diebold et al. (2006) [DRA] können diese latenten Zinsstrukturfaktoren gemeinsam mit makroökonomischen Determinanten modelliert und deren Zusammenspiel im Rahmen eines State Space Modells untersucht werden. Für den Untersuchungszeitraum 1979-01 bis 1998-12 produziert dieser Ansatz die folgenden Ergebnisse.

Das einzig auf Zinssätzen selbst beruhende DRA-Zinsmodell generiert latente Faktoren, welche zum Teil eng mit wichtigen makroökonomischen Variablen korrelieren. Die Korrelation des Levelfaktors mit der Inflationsrate kann auf den Zusammenhang von Zinsniveau und Inflationserwartungen im Sinne der Fisher-Gleichung zurückgeführt werden. Hinsichtlich der hohen Korrelation des Slopefaktors mit der Outputlücke und der Inflationsrate kann geldpolitisch mit der Taylor-Regel argumentiert werden, nach der die Zentralbank das kurze Ende der Zinsstruktur in Reaktion auf Schwankungen der makroökonomischen Größen steuert. Im internationalen Vergleich mit den USA werden diese Ergebnisse bestätigt. Zudem stellt sich ein gewisser Gleichlauf der nationalen Zinsniveaus heraus, welcher in den letzten vier Jahren stärker und in diesem Zeitraum von einer gleichzeitig hohen Korrelation der Steigungsparameter begleitet wird.

Die Ergebnisse des DRA-Zinsmakromodells untermauern die obigen Interpretationen. Ein Anstieg des mit den Inflationserwartungen assoziierten Zinsniveaus geht einher mit einer wahrgenommenen Lockerung der Geldpolitik, ausgedrückt durch eine größere Steigung der Zinsstruktur. Die Inflationsrate und in Folge eines sinkenden Realzinses auch die Outputlücke steigen daraufhin erwartungsgemäß an, worauf die Zentralbank mit einer Erhöhung des tatsächlichen Politikzinses reagiert. Die Inflationserwartungen zeigen sich hinsichtlich der Reaktion auf Anstiege in der tatsächlichen Inflationsrate im internationalen Vergleich mit den USA besser verankert. Trotz deutlicherer Reaktion des Politikzinses auf makroökonomische Schwankungen steigt das Zinsniveau infolge einer höheren Inflationsrate dort wesentlich stärker an. Die Inflationsrate selbst reagiert in den USA zudem nicht auf Innovationen im Zinsniveau. Neben der schlechteren Verankerung deuten die Inflationserwartungen in den USA zu Beginn der 1980er Jahre auf eine zunächst fehlende Glaubwürdigkeit des im Zuge der so genannten Volcker Disinflation vollzogenen Regimewechsels hin. Die Steigung der Zinsstruktur antizipiert systematische Reaktionen der Zentralbank auf Veränderungen der makroökonomischen Größen. Neben diesem längerfristigen Einfluss kann

die Zentralbank in Form von unvorhergesehenen Veränderungen des Politikinstrumentes kurzfristig Einfluss auf die Gestalt der Zinsstruktur nehmen, indem die kurzfristigen im Vergleich zu den langfristigen Zinssätzen verändert werden.

Hinsichtlich der Prognosefehlervarianz ist der Erklärungsgehalt der Zinssätze für die makroökonomische Dynamik mit Ausnahme der Verknüpfung der Zinsstruktursteigung mit dem Politikzins sowie des langfristigen Einflusses des Zinsniveaus auf die Inflationsrate recht gering. In den USA spielt die Zinsstruktur einzig bezüglich der Variation des Politikzinses eine Rolle. Während in Deutschland die Produktion auch langfristig auf die eigene Entwicklung zurückgeführt werden kann, wird die Variation der US-Outputlücke auch durch die Inflationsrate getrieben. Im Gegenzug trägt dort die Produktionsentwicklung auch einen größeren Beitrag zur Erklärung des Preisniveaus bei. Die Variation des Politikzinses wird in beiden Ländern langfristig hauptsächlich durch die Outputlücke erklärt. In den USA verbleibt bezüglich der Politikzinsvariation allerdings langfristig ein wesentlich größerer idiosynkratischer Anteil. Der Beitrag der makroökonomischen Faktoren zur Erklärung der Zinsvariation ist hauptsächlich auf die Outputlücke zurückzuführen. Er steigt dabei mit dem Prognosehorizont und nimmt mit der Laufzeit der Zinssätze ab. Aufgrund der stärkeren idiosynkratischen Variation des Politikzinses entfällt auf diesen im US-Modell auch ein größerer Anteil an der Prognosefehlervarianz der Zinssätze. In beiden Datensätzen verliert der Steigungsparameter durch Hinzunahme der makroökonomischen Variablen an Bedeutung, da nun ein Teil der diesbezüglichen Variation auf das antizyklische Verhalten der Zentralbank zurückgeführt werden kann. Insgesamt kann im US-Datensatz ein größerer Teil der Zinsvariation makroökonomisch erklärt werden. In beiden Datensätzen ist der makroökonomische Erklärungsgehalt für die Zinssätze größer als der Zinsstruktureinfluss auf die makroökonomische Dynamik.⁵⁴

Der DRA-Ansatz ermöglicht es, die gemeinsame Dynamik von Makroökonomie und Zinsstruktur zu analysieren. Hinsichtlich der Modellierung ist er dabei hauptsächlich empirisch motiviert. So entspricht das Bewegungsgesetz der Modellvariablen einem einfachen vektorautoregressiven System in reduzierter Form, dessen Innovationen rekursiv identifiziert werden. Die Nelson-Siegel Formulierung in der dynamischen Version von Diebold und Li (2006) garantiert zwar positive Forwardraten und einen gegen Null strebenden Diskontfaktor, ist ansonsten aber theoretisch eher als ad-hoc Beschreibung anzusehen, deren Stärke in der Qualität der aus ihr generierten Zinsprognosen liegt.⁵⁵ Ein Nachteil einer solchen atheoretischen Herangehensweise ist, dass Aussagen über laufzeitspezifische Risikoprämien nicht ohne weiteres aus den Nelson-Siegel Restriktionen abgeleitet werden können.⁵⁶ Daran anschließend sieht die Nelson-Siegel Formulierung keinen Ausschluss von Arbitragemöglichkeiten vor. Diebold et al. (2006) begegnen dieser Kritik unter Verweis auf die Zinsdaten.⁵⁷ Falls die Bedingung der Arbitragefreiheit in den Zinssätzen selbst aufgrund ungleich verteilter Liquidität entlang der Zinsstrukturkurve verletzt ist, macht es wenig Sinn, diese a-priori zu postulieren. Sollte die Bedingung in den Daten hingegen erfüllt sein, so wird sich dies auch in den geschätzten Zinssätzen niederschlagen.⁵⁸ Die nächsten zwei

⁵⁴Der unterschiedlich starke Erklärungsgehalt wird von Diebold et al. (2006), S. 325 ff., und Hördahl et al. (2006), S. 425 ff., ebenfalls dokumentiert.

⁵⁵Diebold und Li (2006), S. 360, dokumentieren mit steigendem Horizont eine überlegene Prognosequalität gegenüber alternativen Modellierungsansätzen.

⁵⁶Vgl. Bikbov und Chernov (2010), S. 171. Gemäß den Autoren stellt die Nelson-Siegel Kurve formal kein Zinsstrukturmodell dar.

⁵⁷Vgl. hierzu und zum Folgenden: Diebold et al. (2006), S. 333.

⁵⁸Während Björk und Christensen (1999) die Unvereinbarkeit der Nelson-Siegel Kurve mit Arbitragefreiheit theoretisch belegen (Vgl. Coroneo et al. (2008), S. 33), ist der empirische Befund weniger eindeutig. Coroneo et al. (2008) zeigen beispielsweise, dass die Nullhypothese der Arbitragefreiheit der Nelson-Siegel

Kapitel zeigen ungeachtet dieser Einwände, wie die gemeinsame Dynamik von makroökonomischen Variablen und Zinssätzen auf eine theoretisch breitere Basis gestellt werden kann. Im nächsten Kapitel werden daher zunächst die Zinssätze einer stärkeren, die Arbitragefreiheit garantierenden, Struktur unterworfen bevor im darauf folgenden Kapitel auch das makroökonomische Bewegungsgesetz im Sinne der Neu-Keynesianischen Theorie fundiert wird.

Faktorladungen nicht abgelehnt werden kann. Christensen et al. (2009) stellen in diesem Zusammenhang eine arbitragefreie Version der Nelson-Siegel Kurve vor, welche neben der Erweiterung von Svensson (1994a) einen zusätzlichen Steigungsparameter enthält.

Teil II

Makroökonomik in affinen Zinsstrukturmodellen

Kapitel 3

Einfache VAR-Dynamik und Taylor-Regel Integration

Ang und Piazzesi (2003) [AP] schlagen zur gemeinsamen Modellierung von Makroökonomie und Zinssätzen erstmals die Integration makroökonomischer Variablen in ein affines Zinsstrukturmodell mit latenten Faktoren vor. Als wichtige Schnittstelle dient ihnen dabei der kurzfristige Zins, welcher in affinen Modellen eine zentrale Rolle spielt und von den Autoren im Sinne einer Taylor-Regel interpretiert wird. Die Faktoren des Modells folgen vektorautoregressiven Prozessen, das Zinsstrukturmodell schließt Arbitragemöglichkeiten explizit aus. VAR-System und affine Zinsstrukturdynamik bilden zusammen wiederum ein State Space Modell, in dessen Rahmen der Einfluss makroökonomischer Determinanten auf die Zinsstruktur anhand von Impulsantworten und Varianzzerlegung bemessen werden kann. Neben der Arbitragefreiheit bietet der AP-Ansatz als Faktormodell die einleitend genannten Vorteile gegenüber einfachen VAR-Systemen. Nachdem in diesem Kapitel zunächst die modellspezifischen Grundlagen des AP-Ansatzes erläutert werden, folgt eine Analyse der auf Basis des deutschen Datensatzes gewonnenen Ergebnisse der Parameterschätzung für den Zeitraum 1979-01 bis 1998-12. Dabei wird wiederum explizit zwischen einem reinen Zinsmodell und einem aus Zinssätzen und makroökonomischen Variablen bestehenden Zinsmakromodell unterschieden. Im Anschluss werden die Ergebnisse erneut mit denen einer Schätzung mit US-Daten über den gleichen Zeitraum kontrastiert. Abschließend erfolgen eine Zusammenfassung und eine Diskussion.

3.1 Arbitragefreie Bewertung von Nullkuponanleihen

Affine Modelle lassen sich als spezielle Klasse von Zinsstrukturmodellen auffassen, in denen die Preise von Nullkuponanleihen als (exponentiell-) affine Funktionen zugrunde liegender Zustandsvariablen modelliert werden.⁵⁹ Ang und Piazzesi (2003) entwickeln ein zeitdiskretes affines Zinsstrukturmodell bestehend aus Prozessen für die Zustandsvariablen, den kurzfristigen Zins, zeitvariable Marktpreise des Risikos sowie den stochastischen Diskontfaktor, mit deren Hilfe arbitragefreie Preise und Renditen von Nullkuponanleihen für das gesamte Laufzeitspektrum abgeleitet werden können.⁶⁰ Arbitragefreiheit ist in diesem Zu-

⁵⁹Vgl. Piazzesi (2010), S. 693. Der Begriff affin bezeichnet dabei eine Funktion bestehend aus Absolutglied und Linearterm.

⁶⁰Ihr Modell lässt sich dabei als zeitdiskreter Spezialfall der von Duffie und Kan (1996) klassifizierten zeitstetigen affinen Zinsstrukturmodelle auffassen (Vgl. Ang und Piazzesi (2003), S. 747).

sammenhang gleichbedeutend mit der Existenz eines Pricing Kernels (Stochastischer Diskontfaktor), mit dessen Hilfe alle Assets bewertet werden. Gleichzeitig ist Arbitragefreiheit äquivalent mit der Existenz eines so genannten risikoneutralen Wahrscheinlichkeitsmaßes, nach dem der Preis eines Assets dem Erwartungswert seines mit dem risikolosen Zins abdiskontierten zukünftigen Preises entspricht und Erwartungen unter eben diesem risikoneutralen Wahrscheinlichkeitsmaß gebildet werden. Die beiden von Harrison und Kreps (1979) und Harrison und Pliska (1981) formal bewiesenen Äquivalenzen bilden das so genannte „Fundamental Theorem of Asset Pricing“.⁶¹

Zustandsvariablen Die Volkswirtschaft wird durch die im Vektor X_t zusammengefassten Zustandsvariablen beschrieben, welche autoregressiven Prozessen folgen:⁶²

$$X_t = \mu + \Phi X_{t-1} + \Sigma \epsilon_t, \quad (3.1)$$

mit $\epsilon_t \sim \text{IID } N(0, I)$. Gleichung (3.1) beschreibt formal einen vektorautoregressiven Prozess erster Ordnung, kann aber in die so genannte Companion-Form überführt werden, um der Abhängigkeit der Variablen von zusätzlichen Verzögerungen Rechnung zu tragen.

Short rate Prozess Die Short rate gibt die Verzinsung der kürzesten Laufzeit an. Sie wird als affine Funktion der Zustandsvariablen modelliert:

$$r_t = \delta_0 + \delta'_1 X_t. \quad (3.2)$$

Bei der Verwendung von Monatsdaten entspricht die Short rate dem 1-Monatszins.

Stochastischer Diskontfaktor Um die Preise von Nullkuponanleihen zu bestimmen, wird ein Arbitragefreiheit garantierender stochastischer Diskontfaktor benötigt. Hierbei stützen sich Ang und Piazzesi (2003) auf die folgende Spezifikation:

$$m_{t+1} = \exp(-r_t) \zeta_{t+1} / \zeta_t, \quad (3.3)$$

wobei die Radon-Nikodym Ableitung ζ_{t+1} einem log-normalen Prozess folgt:

$$\zeta_{t+1} / \zeta_t = \exp \left(-\frac{1}{2} \lambda'_t \lambda_t - \lambda'_t \epsilon_{t+1} \right). \quad (3.4)$$

λ_t bezeichnet darin die zeitvariablen Marktpreise des Risikos, welche in affiner Form von den Zustandsvariablen X_t abhängen:⁶³

$$\lambda_t = \lambda_0 + \lambda_1 X_t. \quad (3.5)$$

Die Marktpreise des Risikos können als die zusätzliche erwartete Rendite verstanden werden, die vom marginalen Investor pro Einheit Risiko in jedem der Schocks in ϵ_t verlangt wird. Die geforderte Entschädigung für Innovationen in X_t beträgt dann $\Sigma \lambda_t$.⁶⁴

⁶¹Vgl. Fendel (2004), S. 7 f. und Maes (2004), S. 11 f.

⁶²Vgl. hierzu und zum Folgenden: Ang und Piazzesi (2003), S. 758 ff.

⁶³Die Vorteile einer zustandsabhängigen Formulierung der Marktpreise des Risikos gegenüber konstanten Risikopreisen wird unter anderem in den Untersuchungen von Dai und Singleton (2002) und Duffee (2002) herausgestellt (Vgl. Hördahl et al. (2006), S. 412).

⁶⁴Vgl. Bauer (2011), S. 5.

Einsetzen der Radon-Nikodym Ableitung sowie des Short rate Prozesses $r_t = \delta_0 + \delta'_1 X_t$ liefert abschließend den (nominalen) stochastischen Diskontfaktor, mit dessen Hilfe alle nominalen Assets bewertet werden können:

$$m_{t+1} = \exp\left(-\frac{1}{2}\lambda'_t \lambda_t - \delta_0 - \delta'_1 X_t - \lambda'_t \epsilon_{t+1}\right). \quad (3.6)$$

Mit besonderem Hinblick auf mögliche makroökonomische Determinanten wird deutlich, dass Schocks auf die Zustandsvariablen X_t , neben ihrem Einfluss auf die Short rate insbesondere über die Marktpreise des Risikos auf den stochastischen Diskontfaktor und damit auf die gesamte Zinsstruktur wirken. Anzumerken ist, dass der Pricing Kernel im vorliegenden Fall exogen postuliert wird und Gleichung (3.6) in einem mikrofundierten Ansatz über eine intertemporale Euler-Gleichung direkt aus den Präferenzen der Konsumenten hergeleitet würde.⁶⁵

Bondpreise und Renditen Arbitragefreiheit erfordert, dass der Preis einer Nullkuponanleihe mit einer Restlaufzeit von n Jahren zum Zeitpunkt t die Bedingung

$$p_t^n = E_t(p_{t+1}^{n-1} m_{t+1}) \quad (3.7)$$

erfüllt. Für das vorliegende Modell lässt sich der Preis als exponentiell-affine Funktion der Zustandsvariablen darstellen:

$$p_t^n = \exp(\bar{A}_n + \bar{B}'_n X_t). \quad (3.8)$$

Die Koeffizienten \bar{A}_n und \bar{B}_n werden aus den Differenzengleichungen

$$\begin{aligned} \bar{A}_{n+1} &= \bar{A}_n + \bar{B}'_n(\mu - \Sigma\lambda_0) + \frac{1}{2}\bar{B}'_n \Sigma \Sigma' \bar{B}_n - \delta_0, \\ \bar{B}'_{n+1} &= \bar{B}'_n(\Phi - \Sigma\lambda_1) - \delta'_1, \end{aligned} \quad (3.9)$$

mit $\bar{A}_1 = -\delta_0$ und $\bar{B}_1 = -\delta_1$ gewonnen. Die stetige (arbitragefreie) Verzinsung einer Nullkuponanleihe mit einer Restlaufzeit von n Jahren zum Zeitpunkt t entspricht dann gemäß der Bedingung

$$y_t^n = -\frac{\log p_t^n}{n} \quad (3.10)$$

einer affinen Funktion der Zustandsvariablen:

$$y_t(n) = A_n + B'_n X_t, \quad (3.11)$$

wobei die Koeffizienten $A_n = -\bar{A}_n/n$ und $B_n = -\bar{B}_n/n$ Arbitragefreiheit garantierende Funktionen der Modellparameter sind. Die laufzeitspezifischen Gewichte B_n bemessen den Einfluss der einzelnen Zustandsvariablen auf die gesamte Zinsstruktur.

Herleitung der Differenzengleichungen Die Differenzengleichungen in (3.9) können unter der Annahme, dass der Preis einer Nullkuponanleihe mit einer Restlaufzeit von n Perioden durch $p_t^n = \exp(\bar{A}_n + \bar{B}'_n X_t)$ gegeben ist, wie folgt rekursiv ermittelt werden.⁶⁶

⁶⁵Vgl. Hör Dahl et al. (2006), S. 412.

⁶⁶Vgl. hierzu und zum Folgenden: Ang und Piazzesi (2003), S. 781 f., Campbell et al. (1997), S. 430 f. sowie Bolder und Liu (2007), S. 50 f.

Der Preis einer einperiodigen Anleihe beträgt:

$$p_t^1 = E_t[m_{t+1}] = \exp\{-r_t\}. \quad (3.12)$$

Unter Berücksichtigung der Short rate in (3.2) ergeben sich die einperiodigen Koeffizienten als $\bar{A}_1 = -\delta_0$ und $\bar{B}_1 = -\delta_1$.

Für den Preis einer $(n+1)$ -periodigen Anleihe gilt nach Einsetzen des Diskontfaktors (3.3) und unter Verwendung der Radon-Nikodym Ableitung (3.4):

$$\begin{aligned} p_t^{n+1} &= E_t[m_{t+1}p_{t+1}^n] \\ &= E_t\left[\exp\left\{-r_t - \frac{1}{2}\lambda'_t\lambda_t - \lambda'_t\epsilon_{t+1} + \bar{A}_n + \bar{B}'_nX_{t+1}\right\}\right] \\ &= \exp\left\{-r_t - \frac{1}{2}\lambda'_t\lambda_t + \bar{A}_n\right\} E_t\left[\exp\left\{-\lambda'_t\epsilon_{t+1} + \bar{B}'_nX_{t+1}\right\}\right]. \end{aligned} \quad (3.13)$$

Einsetzen des Faktorprozesses (3.1) für X_{t+1} liefert:

$$p_t^{n+1} = \exp\left\{-r_t - \frac{1}{2}\lambda'_t\lambda_t + \bar{A}_n\right\} E_t\left[\exp\left\{-\lambda'_t\epsilon_{t+1} + \bar{B}'_n(\mu + \Phi X_t + \Sigma\epsilon_{t+1})\right\}\right]. \quad (3.14)$$

Einsetzen der Short rate (3.2) und Ausklammern der zum Zeitpunkt t nicht erwartungsbestimmten Größen liefert:

$$\begin{aligned} p_t^{n+1} &= \exp\left\{-\delta_0 + \bar{A}_n + \bar{B}'_n\mu + (\bar{B}'_n\Phi - \delta'_1)X_t - \frac{1}{2}\lambda'_t\lambda_t\right\} \\ &\quad \times E_t\left[\exp\left\{(-\lambda'_t + \bar{B}'_n\Sigma)\epsilon_{t+1}\right\}\right]. \end{aligned} \quad (3.15)$$

Der Erwartungswert im zweiten Teil der Gleichung lässt sich mit Hilfe der Eigenschaften einer log-normalverteilten Zufallsvariable wie folgt ersetzen. Für einen Vektor aus Zufallsvariablen X und einen Vektor b von gleicher Länge gilt:

$$E[\exp\{b'X\}] = \exp\left\{b'E[X] + \frac{b'\text{var}(X)b}{2}\right\}. \quad (3.16)$$

Da ϵ_{t+1} einen Erwartungswert von Null hat, gilt:

$$E[\exp\{b'\epsilon_{t+1}\}] = \exp\left\{\frac{b'\text{var}(\epsilon_{t+1})b}{2}\right\}. \quad (3.17)$$

Für den zweiten Term in (3.15) gilt dann:

$$E_t\left[\exp\left\{(-\lambda'_t + \bar{B}'_n\Sigma)\epsilon_{t+1}\right\}\right] = \exp\left\{\frac{1}{2}(-\lambda'_t + \bar{B}'_n\Sigma)\text{var}(\epsilon_{t+1})(-\lambda'_t + \bar{B}'_n\Sigma)'\right\}. \quad (3.18)$$

Mit $\text{var}(\epsilon_{t+1}) = I$ ergibt sich:

$$E_t\left[\exp\left\{(-\lambda'_t + \bar{B}'_n\Sigma)\epsilon_{t+1}\right\}\right] = \exp\left\{\frac{1}{2}\left(\bar{B}'_n\Sigma\Sigma'\bar{B}_n - 2\bar{B}'_n\Sigma\lambda_t + \lambda'_t\lambda_t\right)\right\}. \quad (3.19)$$

Einsetzen in Gleichung (3.15) liefert:

$$\begin{aligned} p_t^{n+1} &= \exp\left\{-\delta_0 + \bar{A}_n + \bar{B}'_n\mu + (\bar{B}'_n\Phi - \delta'_1)X_t - \frac{1}{2}\lambda'_t\lambda_t\right\} \\ &\quad \times \exp\left\{\frac{1}{2}\left(\bar{B}'_n\Sigma\Sigma'\bar{B}_n - 2\bar{B}'_n\Sigma\lambda_t + \lambda'_t\lambda_t\right)\right\}. \end{aligned} \quad (3.20)$$

Zusammenfassen der Terme und anschließendes Einsetzen der Gleichung für die Marktpreise des Risikos (3.5) liefert letztlich:

$$\begin{aligned}
p_t^{n+1} &= \exp \left\{ \bar{A}_n - \delta_0 + \bar{B}'_n \mu + \frac{1}{2} \bar{B}'_n \Sigma \Sigma' \bar{B}_n + (\bar{B}'_n \Phi - \delta'_1) X_t - \bar{B}'_n \Sigma \lambda_t \right\} \\
&= \exp \left\{ \bar{A}_n - \delta_0 + \bar{B}'_n (\mu - \Sigma \lambda_0) + \frac{1}{2} \bar{B}'_n \Sigma \Sigma' \bar{B}_n + \left(\bar{B}'_n (\Phi - \Sigma \lambda_1) - \delta'_1 \right) X_t \right\} \\
&= \exp \left\{ \bar{A}_{n+1} + \bar{B}'_{n+1} X_t \right\}.
\end{aligned} \tag{3.21}$$

Physisches und risikoneutrales Wahrscheinlichkeitsmaß Unter dem physischen, datenerzeugenden, Wahrscheinlichkeitsmaß P werden die Bondpreise mit Hilfe des Pricing Kernels über Gleichung (3.7) bestimmt.⁶⁷ Arbitragefreiheit erfordert die Existenz eines risikoneutralen Wahrscheinlichkeitsmaßes Q , welches äquivalent zum physischen Maß P ist. Unter diesem Wahrscheinlichkeitsmaß bildet sich der Preis als Erwartungswert des zukünftigen Preises, diskontiert mit dem risikolosen Zins:

$$p_t^n = E_t^Q [\exp \{-r_t\} p_{t+1}^{n-1}],$$

bzw.

$$p_t^n = E_t^Q \left[\exp \left\{ - \sum_{i=0}^{n-1} r_{t+i} \right\} \right], \tag{3.22}$$

wobei die risikoneutralen Parameter des Zustandsvektors X_t den Erwartungen entsprechend um die Marktpreise des Risikos bereinigt sind:

$$\begin{aligned}
\mu^Q &= \mu - \Sigma \lambda_0, \\
\Phi^Q &= \Phi - \Sigma \lambda_1.
\end{aligned} \tag{3.23}$$

Unter dem Wahrscheinlichkeitsmaß Q folgt X_t dann dem folgenden Prozess:

$$X_t = \mu^Q + \Phi^Q X_{t-1} + \Sigma \epsilon_t. \tag{3.24}$$

Herrscht Risikoneutralität, so gilt das Ergebnis in Gleichung (3.22) auch unter dem datenerzeugenden Wahrscheinlichkeitsmaß P . In diesem Fall sind die Marktpreise des Risikos λ_t Null und es gilt die lokale Erwartungshypothese, welche in Form der Jensen'schen Ungleichung von der klassischen Erwartungshypothese abweicht.

3.2 Modellstruktur und State Space Formulierung

Zinsmodell Im Zinsmodell besteht der Zustandsvektor wie zuvor aus drei latenten Faktoren, welche Niveau (Level), Steigung (Slope) und Krümmung (Curvature) der Zinsstruktur beschreiben.⁶⁸ Die Faktoren folgen dem in Gleichung (3.1) definierten vektorautoregressiven Prozess erster Ordnung. Um diese Faktoren im Rahmen eines affinen Modells eindeutig identifizieren zu können, müssen die Beziehungen zwischen den Faktoren restringt werden. Im Vergleich zum DRA-Ansatz sind identifizierende Restriktionen notwendig, da die einzelnen latenten Faktoren nicht wie dort über individuelle Faktorladungen

⁶⁷Vgl. hierzu und zum Folgenden: Piazzesi (2010), S. 697 f. und Ang et al. (2011), S. 436.

⁶⁸Die Verwendung von drei Faktoren erleichtert den Vergleich mit dem DRA-Ansatz und korrespondiert zudem mit bisherigen empirischen Ergebnissen zur notwendigen Anzahl an Zinsstrukturfaktoren. Ang und Piazzesi (2003), S. 760, verweisen in diesem Zusammenhang auf die Arbeit von Knez et al. (1994).

(Nelson-Siegel Formulierung) a-priori restringiert werden. Im folgenden wird der Identifikationsansatz von Carriero (2011) verwendet, welcher wiederum auf den Ergebnissen von Dai und Singleton (2000) beruht. Zunächst werden die Faktoren mittelwertbereinigt und der Vektor μ gleich Null gesetzt. Für die Matrix Φ wird eine untere Dreiecksstruktur angenommen, die Matrix Σ ist diagonal und die Ladungen der Short rate werden auf $\delta_1 = (1, 1, 0)'$ fixiert.⁶⁹ Unter diesen Annahmen ergibt sich das folgende Bewegungsgesetz für die Zustandsvariablen:⁷⁰

$$\begin{pmatrix} L_t \\ S_t \\ C_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \Phi_{11} & 0 & 0 \\ \Phi_{21} & \Phi_{22} & 0 \\ \Phi_{31} & \Phi_{32} & \Phi_{33} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} L_{t-1} \\ S_{t-1} \\ C_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \Sigma_{11} & 0 & 0 \\ 0 & \Sigma_{22} & 0 \\ 0 & 0 & \Sigma_{33} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \epsilon_t(L) \\ \epsilon_t(S) \\ \epsilon_t(C) \end{pmatrix}. \quad (3.25)$$

Die Renditeberechnung erfolgt über die Dynamik des Pricing Kernels. Die zugehörige Beobachtungsgleichung lautet:⁷¹

$$\begin{pmatrix} \tilde{y}_t(1) \\ \tilde{y}_t(\tau_2) \\ \vdots \\ \tilde{y}_t(\tau_N) \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \delta_0 \\ A_{\tau_2} \\ \vdots \\ A_{\tau_N} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 1 & 1 & 0 \\ B_{\tau_2,L} & B_{\tau_2,S} & B_{\tau_2,C} \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ B_{\tau_N,L} & B_{\tau_N,S} & B_{\tau_N,C} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} L_t \\ S_t \\ C_t \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} u_t(1) \\ u_t(\tau_2) \\ \vdots \\ u_t(\tau_N) \end{pmatrix}, \quad (3.26)$$

mit untereinander unkorrelierten Residuen $u_t(\tau) \sim \text{IID } N(0, \sigma_\tau^2)$. Dabei bezeichnet τ die Teilmenge der in der Schätzung verwendeten Laufzeiten. Die laufzeitspezifischen Koeffizienten A und B sind über die Differenzengleichungen in (3.9) definiert. Gleichungen (3.25) und (3.26) bilden den Zustandsraum des reinen Zinsmodells ab.

Zinsmakromodell Im Zinsmakromodell wird der Zustandsvektor um die makroökonomischen Größen Outputlücke (g) und Inflationsrate (π) erweitert. Dabei wird davon ausgegangen, dass makroökonomische und latente Faktoren unter dem physischen wie auch dem risikoneutralen Wahrscheinlichkeitsmaß unabhängig von einander bestimmt werden. Für das Bewegungsgesetz ergibt sich:⁷²

$$\begin{pmatrix} L_t \\ S_t \\ C_t \\ g_t \\ \pi_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \Phi_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \Phi_{21} & \Phi_{22} & 0 & 0 & 0 \\ \Phi_{31} & \Phi_{32} & \Phi_{33} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \Phi_{44} & \Phi_{45} \\ 0 & 0 & 0 & \Phi_{54} & \Phi_{55} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} L_{t-1} \\ S_{t-1} \\ C_{t-1} \\ g_{t-1} \\ \pi_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \Sigma_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \Sigma_{22} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \Sigma_{33} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \Sigma_{44} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \Sigma_{54} & \Sigma_{55} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \epsilon_t(L) \\ \epsilon_t(S) \\ \epsilon_t(C) \\ \epsilon_t(g) \\ \epsilon_t(\pi) \end{pmatrix}, \quad (3.27)$$

wobei eine Cholesky-Zerlegung der Kovarianzmatrix der Residuen des makroökonomischen Blocks unterstellt wird.

Der 1-Monatszins wird im Zinsmakromodell im Sinne einer Taylor-Regel geldpolitisch interpretiert. Die Taylor-Regel führt Bewegungen in dem als geldpolitisches Instrument

⁶⁹Vgl. Carriero (2011), S. 432. Diese Restriktionen entsprechen im wesentlichen der $\mathbb{A}_0(3)$ Formulierung in Dai und Singleton (2000), S. 1950. Dort betragen allerdings alle drei Ladungen der Short rate Eins. Das Nullsetzen einer der Ladungen lässt sich dadurch rechtfertigen, dass der die Krümmung betreffende Faktor erst im mittleren Laufzeitbereich wirkt. Ang und Piazzesi (2003) wählen eine andere Identifikationsstrategie, nach der die Ladungen der Short rate unrestringiert sind und die residualen Standardabweichungen auf Eins normiert werden.

⁷⁰Hierbei greift die explizite Reihenfolge der drei Faktoren dem späteren Ergebnis vorweg, welches den ersten Faktor dem Niveau, den zweiten der Steigung und den dritten der Krümmung zuordnet.

⁷¹Die Zinssätze in den Daten werden wie zuvor mit \tilde{y} bezeichnet.

⁷²Entsprechende Nullrestriktionen finden sich auch in den Marktpreisen des Risikos λ_t .

verstandenen kurzfristigen Zins auf systematische Reaktionen der Zentralbank auf Veränderungen in wichtigen makroökonomischen Variablen, zumeist Inflationsrate und Outputlücke, zurück. Der durch diese Systematik nicht erfasste Teil der Zinsvariation wird unter Berücksichtigung entsprechender identifizierender Restriktionen als geldpolitischer Schock interpretiert.⁷³ Eine vereinfachte Taylor-Regel ließe sich wie folgt darstellen:

$$r_t = \alpha + \beta' X_t^M + v_t.$$

Dabei bezeichnet X_t^M den Vektor der makroökonomischen Determinanten und v_t den orthogonalen geldpolitischen Schock.⁷⁴ Die Short rate nimmt in affinen Modellen eine ähnliche Gestalt wie die Taylor-Regel an, wird dabei zunächst aber nur durch unbekannte Faktoren determiniert. Unter Berücksichtigung der makroökonomischen Erweiterung des Vektors der Zustandsvariablen lässt sich die Short rate in Gleichung (3.2) formulieren als:

$$r_t = \delta_0 + \delta'_{11} X_t^M + \delta'_{12} X_t^L,$$

mit $X_t^M = (g_t, \pi_t)'$ und $X_t^L = (L_t, S_t, C_t)'$. Die Orthogonalitätsannahme bezüglich latenter und beobachtbarer Faktoren ermöglicht es nun, die Short rate Gleichung als Taylor-Regel zu interpretieren, in welcher der geldpolitische Schock definiert ist als $v_t = \delta'_{12} X_t^L$.

Die Beobachtungsgleichung des Zinsmakromodells lautet gemäß obigen Überlegungen:⁷⁵

$$\begin{pmatrix} \tilde{y}_t(1) \\ \tilde{y}_t(\tau_2) \\ \vdots \\ \tilde{y}_t(\tau_N) \\ g_t \\ \pi_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \delta_0 \\ A_{\tau_2} \\ \vdots \\ A_{\tau_N} \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 1 & 1 & 0 & \delta_{1,g} & \delta_{1,\pi} \\ B_{\tau_2,L} & B_{\tau_2,S} & B_{\tau_2,C} & B_{\tau_2,g} & B_{\tau_2,\pi} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ B_{\tau_N,L} & B_{\tau_N,S} & B_{\tau_N,C} & B_{\tau_N,g} & B_{\tau_N,\pi} \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} L_t \\ S_t \\ C_t \\ g_t \\ \pi_t \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} u_t(1) \\ u_t(\tau_2) \\ \vdots \\ u_t(\tau_N) \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix}. \quad (3.28)$$

Werden die Zustandsvariablen $(L_t, S_t, C_t)'$ im Zinsmodell beziehungsweise $(L_t, S_t, C_t, g_t, \pi_t)'$ im Zinsmakromodell im Vektor X_t , die konstanten Terme der Beobachtungsgleichung im Vektor A und die Faktorladungen in der Matrix Λ zusammengefasst, kann die Zustandsraumform des Modells wiederum in kompakter Weise dargestellt werden:

$$X_t = \Phi X_{t-1} + \eta_t, \quad (3.29)$$

$$\tilde{Y}_t = A + \Lambda X_t + u_t. \quad (3.30)$$

Die Annahme der Unabhängigkeit latenter und makroökonomischer Faktoren vereinfacht das Modell, da sie die zu schätzenden Parameter reduziert, weist dabei aber zwei erhebliche Schwächen auf.⁷⁶ Zum einen steht die Annahme in Widerspruch zu den Ergebnissen empirischer Studien zum Prognosegehalt der Zinsstruktur für makroökonomische Bewegungen.⁷⁷ Zum anderen wird unterstellt, dass die Zentralbank über die Taylor-Regel auf

⁷³Vgl. hierzu und zum Folgenden: Ang und Piazzesi (2003), S. 754 f. Zur Identifikation geldpolitischer Schocks siehe: Christiano et al. (1996).

⁷⁴Die in den Abbildungen 1.7(a)–1.7(b) und Tabelle 1.5 dargestellten Regressionsergebnisse basieren auf einer solchen Regel. Dort bezeichnet r_t den Tagesgeldzins (nicht den 1-Monatszins) und X_t^M enthält Outputlücke und Inflationsrate.

⁷⁵Die makroökonomischen Größen werden weiterhin ohne Messfehler beobachtet.

⁷⁶Vgl. hierzu und zum Folgenden: Ang und Piazzesi (2003), S. 761.

⁷⁷Zu nennen sind hier unter anderem die Arbeiten von Estrella und Hardouvelis (1991) und Estrella und Mishkin (1997).

Outputlücke und Inflationsrate reagiert, diese aber über das geldpolitische Instrument, den kurzfristigen Zins, nicht beeinflussen kann. Outputlücke und Inflationsrate werden im AP-Ansatz nämlich dem Bewegungsgesetz in (3.27) entsprechend nicht nur unabhängig vom Politikzins r_t sondern auch unabhängig von den längerfristigen Zinssätzen y_t^n bestimmt.

3.3 Ergebnisse der Parameterschätzung

Das Modell wird mit Hilfe des in Anhang A beschriebenen MCMC-Algorithmus geschätzt. Der höhere Grad an struktureller Komplexität und die damit verbundene größere Anzahl zu schätzender Parameter erfordert im Vergleich zum DRA-Ansatz eine massive Erhöhung der Iterationsschritte. Die Burn-In Phase beläuft sich nun auf 200.000 Iterationen. Anschließend wird ein Sample von 1,8 Mio. Iterationen generiert, von denen jeder 50. Wert behalten wird, um die Autokorrelation der Züge zu verringern. Für die Schätzung werden neben den makroökonomischen Variablen Outputlücke und Inflationsrate Zinssätze für Laufzeiten von 1, 3, 12, 36 und 60 Monaten verwendet. Die Zinssätze werden dabei zum Monatsende gemessen.

Im Zinsmakromodell wird ein zweistufiger Schätzansatz verwendet. Zunächst werden die Short rate Parameter der Makrofaktoren $\delta_{1,g}$ und $\delta_{1,\pi}$ über eine lineare Regression geschätzt.⁷⁸ Da alle Faktoren mittelwertbereinigt sind, wird der Parameter δ_0 auf Höhe des Stichprobenmittelwerts des 1-Monatszinses gesetzt. Es wird deutlich, dass bei einem solchen Vorgehen die latenten Faktoren bezüglich des kurzfristigen Zinses das Taylor-Regel Residuum erklären, während die makroökonomischen Größen zuerst die Systematik der Geldpolitik abbilden. Die Annahme konstanter Reaktionskoeffizienten kann dabei vor dem Hintergrund eines konsistenten geldpolitischen Regimes gerechtfertigt werden.⁷⁹ Im zweiten Schritt werden die Short rate Parameter auf den geschätzten Werten fixiert und die restlichen Parameter und Faktoren des Modells im Rahmen des MCMC-Verfahrens ermittelt.⁸⁰

Zinsmodell Tabelle 3.1 beinhaltet deskriptive Statistik zu den extrahierten Faktoren Level (L), Slope (S) und Curvature (C). Deren Zeitreihenverlauf im Untersuchungszeitraum ist in Abbildung 3.1 dargestellt.

Gemessen an der Standardabweichung weist der Slopefaktor die geringste Volatilität auf. Bezüglich der weiteren Momente sind die Verteilungen aller drei Faktoren bei negativem Exzess leicht rechtsschief. Die Verteilung der Realisationen des Slopefaktors ist dabei hinsichtlich der Wölbung besonders flachgipflig, wobei generell zu beachten ist, dass die extrahierten Faktoren mittelwertbereinigt sind. Level- und Slopefaktor sind sehr stark autokorreliert. Die Autokorrelation des Curvaturefaktors nimmt hingegen mit der zweiten

⁷⁸Vgl. hierzu und zum Folgenden: Ang und Piazzesi (2003), S. 755 und 763. Aufgrund der Unabhängigkeit von unbeobachtbaren und beobachtbaren Faktoren können die Parameter mittels OLS geschätzt werden.

⁷⁹Ang und Piazzesi (2003), S. 757, verweisen auf die Arbeiten von Gali (1992), Christiano et al. (1996) und Cochrane (1998), welche ebenfalls von zeitkonstanten Koeffizienten ausgehen. Ang et al. (2011) extrahieren hingegen in einem der vorliegenden Untersuchung ähnlichen Rahmen zeitvariable Reaktionskoeffizienten.

⁸⁰Die folgende Untersuchung unterscheidet sich dabei in einigen Punkten von der Originalspezifikation in Ang und Piazzesi (2003). So verwenden die Autoren makroökonomische Aggregate für Inflation und Realwachstum, welche sie aus einer Hauptkomponentenanalyse mehrerer Indikatoren gewinnen. Diese folgen dann einem VAR mit 12 Verzögerungen, in welchem der Inflationsfaktor vor dem Realwachstumsfaktor angeordnet ist.

Tabelle 3.1 Deskriptive Statistik: Latente Faktoren im AP-Ansatz

	Mittelwert	St.-Abw.	Schiefe	Kurtosis	Min.	Max.	AK1	AK2	AK3
ZINSM.									
<i>L</i>	0,00	1,73	0,12	2,77	-4,09	4,36	0,98	0,96	0,93
<i>S</i>	0,00	1,27	0,28	1,89	-2,09	3,02	0,97	0,94	0,90
<i>C</i>	0,00	2,46	0,05	2,46	-5,96	5,77	0,94	0,84	0,74
ZINSMAKROM.									
<i>L</i>	0,00	1,35	-0,29	3,26	-3,63	3,30	0,97	0,93	0,89
<i>S</i>	0,00	1,32	0,38	2,84	-2,88	3,80	0,93	0,85	0,78
<i>C</i>	0,00	2,73	0,23	2,68	-6,28	6,23	0,94	0,84	0,73

Zentrale Momente und Autokorrelationen der im AP-Zins- und AP-Zinsmakromodell extrahierten latenten Faktoren Level (*L*), Slope (*S*) und Curvature (*C*). Die Angabe der Autokorrelationen (AK) beziehen sich auf die Lags 1–3. Die Faktoren sind mittelwertbereinigt, annualisiert und in Prozentpunkten ausgedrückt. Der Untersuchungszeitraum ist 1979-01 bis 1998-12.

Verzögerung bereits deutlich ab und erreicht ab der dritten Verzögerung nur noch einen Wert von 0,74. Die im Vergleich zu den anderen Faktoren stärkere Volatilität wird im Zeitreihenverlauf des Curvaturefaktors in Abbildung 3.1 deutlich. Im Vergleich zu den ebenfalls in Abbildung 3.1 dargestellten (mittelwertbereinigten) Zinsstrukturfaktoren im DRA-Ansatz weisen die hier extrahierten Faktoren einen zumindest phasenweise anderen Verlauf auf. Während der Curvaturefaktor im DRA-Ansatz stärker autokorreliert ist, ist die Persistenz des Levelfaktors im AP-Ansatz wesentlich stärker ausgeprägt. Hinsichtlich der Autokorrelation des Slopefaktors sind die Ergebnisse in den beiden Ansätzen nahezu identisch. Bezüglich der Volatilität weist der Curvaturefaktor weiterhin die größte Standardabweichung auf. Während der Slopefaktor allerdings im AP-Ansatz an Volatilität verliert, nimmt die Standardabweichung des Levelfaktors deutlich zu. Wie Abbildung 3.1 vermuten lässt, sind die Slopefaktoren zwischen den Ansätzen am stärksten mit einander korreliert, gefolgt von den Level- und Curvaturefaktoren. Die Korrelationswerte betragen 0,95 (Slope), 0,78 (Level) und 0,65 (Curvature).

Wie in der vorherigen Untersuchung lassen sich die Bezeichnungen Level, Slope und Curvature für die extrahierten Faktoren durch deren Korrelation mit empirischen Proxies rechtfertigen. Das veränderte Laufzeitspektrum macht dabei eine leichte Modifikation der empirischen Maßzahlen notwendig. Das Niveau (Level) der Zinsstruktur ist definiert als $[y_t(1) + y_t(12) + y_t(60)]/3$, die Steigung (Slope) als $y_t(1) - y_t(60)$ und die Krümmung (Curvature) als $[y_t(12) - y_t(1)] - [y_t(60) - y_t(12)]$.⁸¹ Die Korrelationen der drei Faktoren mit ihren empirischen Äquivalenten betragen 0,95, 0,97 und 0,83. Im Vergleich zum DRA-Ansatz fällt die Korrelation des Slopefaktors vergleichbar und die des Curvaturefaktors um ca. 10 Prozentpunkte kleiner aus. Die Korrelation des Levelfaktors übersteigt mit 0,95 die im DRA-Ansatz (0,65) dagegen deutlich. Wiederum interessant ist die Korrelation der im Zinsmodell extrahierten Faktoren mit den später im Zinsmakromodell verwendeten Makrofaktoren. Die Outputlücke weist Korrelationen von 0,48 und 0,53 mit den Faktoren für Steigung und Krümmung der Zinsstruktur auf. Das Ergebnis liegt hinsichtlich der Steigung im Vergleich zum DRA-Ansatz ähnlich hoch, hinsichtlich der Krümmung um ca. 0,10 höher. Noch ausgeprägter sind die Korrelationen der Inflationsrate mit dem Niveau und der Steigung der Zinsstruktur. Während das Ergebnis für die Steigung mit 0,60 zwar deutlich unterhalb der Korrelation im DRA-Ansatz (0,72) liegt, ist hinsichtlich des Niveaus eine enorme Korrelation in Höhe von 0,81 (im Vergleich zu 0,52) zu konstatieren.

⁸¹Vgl. Ang und Piazzesi (2003), S. 767.

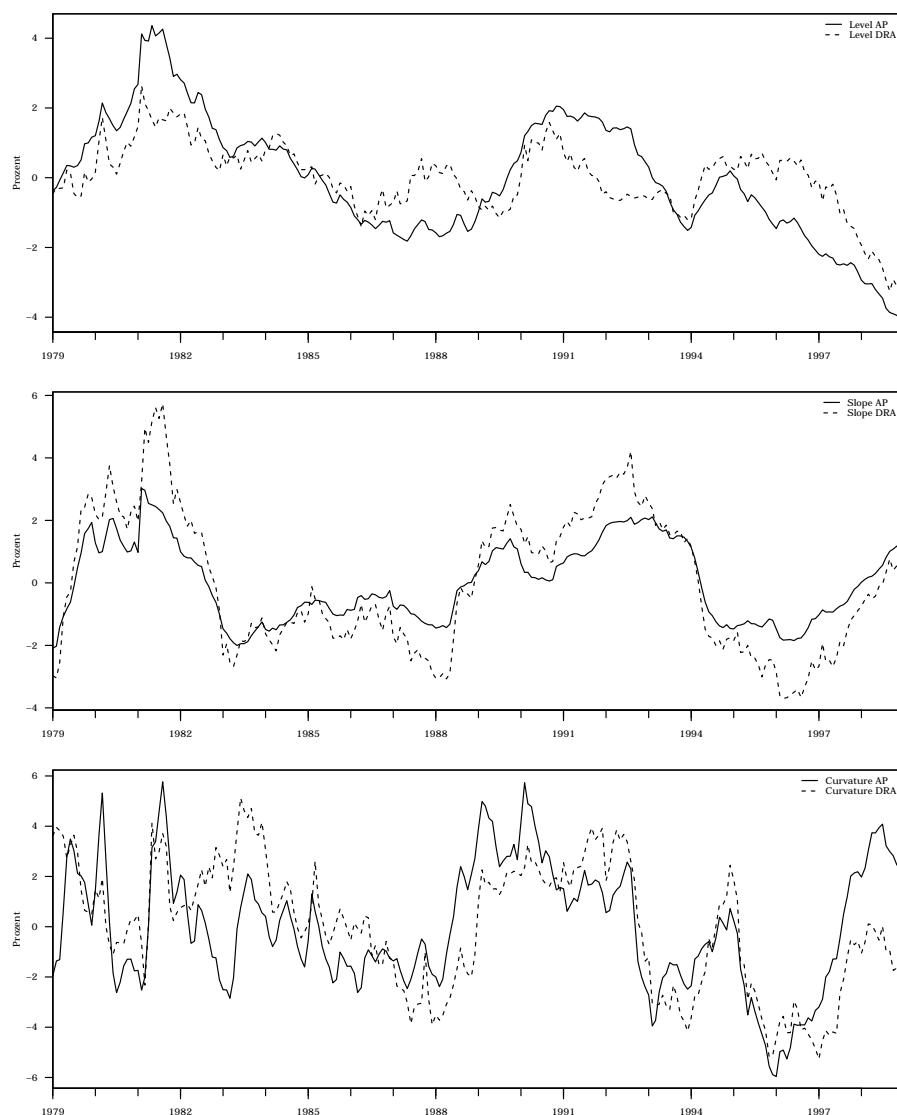


Abbildung 3.1 Latente Faktoren im Zinsmodell: AP- versus DRA-Ansatz

Gegenüberstellung des Zeitreihenverlaufs der latenten Faktoren Level (L), Slope (S) und Curvature (C) im DRA- und AP-Zinsmodell. Die Faktoren sind mittelwertbereinigt und annualisiert. Der Untersuchungszeitraum ist 1979-01 bis 1998-12.

Dieses vorläufige Ergebnis lässt erneut auf eine nicht unerhebliche Rolle der makroökonomischen Größen bei der Erklärung der Variation der Zinssätze schließen. Die bereits im DRA-Ansatz genannten engen Verknüpfungen von Inflationsrate bzw. Inflationserwartungen und dem Zinsniveau (Fisher-Gleichung) sowie einer antizyklischen Geldpolitik und der Steigung der Zinsstruktur (Taylor-Regel) werden dabei durch die Korrelationswerte bestätigt.

Die Ergebnisse der Parameterschätzung im Zinsmodell sind in Tabelle 3.2 zusammengefasst. Die Koeffizientenmatrix Φ weist neben den Diagonalelementen keine weiteren signifikanten Parameter auf. Noch deutlicher als im DRA-Ansatz nimmt die Autokorrelation entlang der Diagonalen ab. Die residuale Standardabweichung von Level- und Slopefaktor ist vergleichbar gering, die des Curvaturefaktors hingegen ca. viermal so groß.

Tabelle 3.2 Ergebnisse der Parameterschätzung im AP-Zinsmodell

	$\Sigma_{\eta(i)}$	Φ		
		L_{t-1}	S_{t-1}	C_{t-1}
L_t	0,022 (0,004)	0,992 (0,006)	0,000 (—)	0,000 (—)
S_t	0,026 (0,003)	0,002 (0,018)	0,965 (0,017)	0,000 (—)
C_t	0,100 (0,025)	-0,011 (0,080)	0,043 (0,091)	0,888 (0,040)
	λ_0	λ_1		
		L_t	S_t	C_t
$\lambda_t(L)$	-0,091 (0,021)	-2,7 (45,5)	128,9 (63,9)	-80,3 (41,6)
$\lambda_t(S)$	0,048 (0,017)	-54,8 (76,4)	157,8 (83,5)	-117,5 (41,4)
$\lambda_t(C)$	-0,029 (0,023)	-13,5 (72,0)	56,9 (87,5)	-17,4 (48,8)

Standardfehler befinden sich in Klammern. Signifikante Schätzergebnisse sind fett markiert. Das Signifikanzniveau beträgt 5%. Alle Größen sind pro Monat ausgewiesen. Der obere Abschnitt zeigt die Parameter der Übergangsgleichung, der untere die Marktpreise des Risikos (λ). Die Standardabweichungen der Residuen $\Sigma_{\eta(i)}$ sind in Basispunkten gemessen. Der Zustandsraum des Modells ist durch die Gleichungen (3.25)–(3.26) gegeben. Der Untersuchungszeitraum ist 1979-01 bis 1998-12.

Hinsichtlich der Marktpreise des Risikos (λ) bedeuten von Null verschiedene Einträge gemäß Gleichung (3.23) Abweichungen des Bewegungsgesetzes der Zustandsvariablen unter dem risikoneutralen im Vergleich zum physischen Wahrscheinlichkeitsmaß.⁸² Von den konstanten Marktpreisen des Risikos λ_0 ist einzig der des Curvaturefaktors insignifikant. Die konstanten Marktpreise des Risikos determinieren den langfristigen Mittelwert der Zinssätze über die Konstante A_n . Da Bondpreise und Renditen unter dem risikoneutralen Wahrscheinlichkeitsmaß Q gebildet werden, bedeuten negative λ_0 -Parameter, dass langfristige Zinssätze im Mittel über den kurzfristigen liegen.⁸³ Korrespondierend mit der im Untersuchungszeitraum durchschnittlich steigenden Zinsstruktur (Abbildung 1.1) überwiegen die negativen λ_0 -Parameter. Die Matrix der zeitvariablen Risikopreise weist nur zwei signifikante Einträge für den Einfluss des Slope- auf den Risikopreis des Levelfaktors sowie des Curvature- auf den Risikopreis des Slopefaktors auf. Beinahe signifikant sind zudem die Einträge für die Wirkung des Curvature- auf den Risikopreis des Levelfaktors sowie der mit der eigenen Realisation verbundene zeitvariable Risikopreis des Slopefaktors.⁸⁴ Die λ_1 -Matrix determiniert über den Steigungskoeffizienten B_n die zeitliche Variation der Ri-

⁸²Die Gültigkeit der (lokalen) Erwartungshypothese würde, wie in Abschnitt 3.1 ausgeführt, λ -Werte in Höhe von Null erfordern.

⁸³Vgl. Ang und Piazzesi (2003), S. 767.

⁸⁴Bei einem Signifikanzniveau von 10% sind diese Einträge signifikant. Eine Möglichkeit mit der recht hohen Anzahl insignifikanter Parameter umzugehen sind Nullrestriktionen. Ang und Piazzesi (2003), S. 763, verwenden ein iteratives Schätzverfahren, in welchem insignifikante λ -Parameter sukzessiv auf Null gesetzt werden. Ein ähnliches Verfahren wird von Hördahl et al. (2006), S. 415, und Duffee (2002), S. 426 verwendet. In der vorliegenden Untersuchung konnten auf diese Weise allerdings keine besseren Ergebnisse erzielt werden. Zudem bedingt ein iteratives Verfahren auch eine gewisse Pfadabhängigkeit (Vgl. Ang und Piazzesi (2003), S. 763).

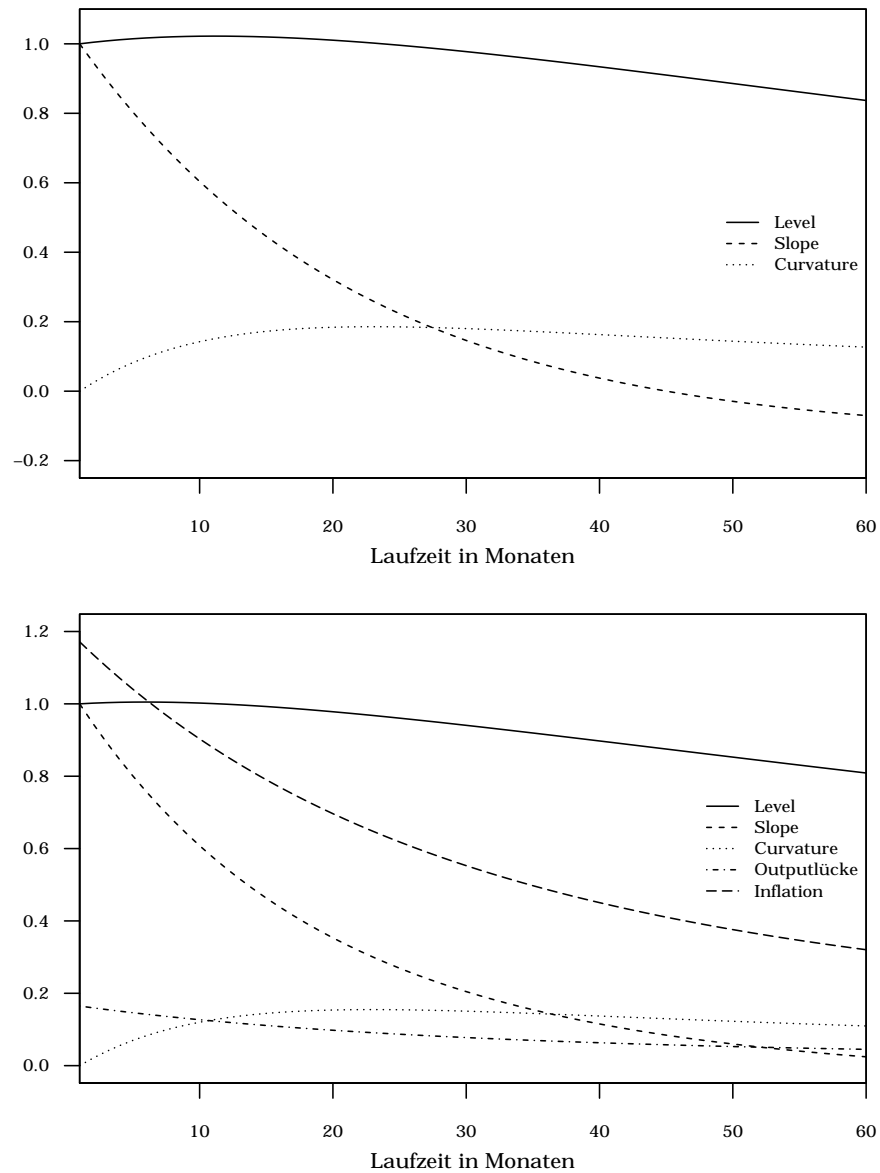


Abbildung 3.2 Faktorladungen im AP-Ansatz

Faktorladungen der latenten Faktoren Level (L), Slope (S) und Curvature (C) sowie der Makrofaktoren Outputlücke (g) und Inflationsrate (π) im AP-Ansatz. Das obere Diagramm zeigt die Faktorladungen des Zins-, das untere die des Zinsmakromodells. Sie entsprechen den laufzeitspezifischen B -Koeffizienten in Gleichung (3.11). Der Untersuchungszeitraum ist 1979-01 bis 1998-12.

sikoprämien.⁸⁵ Je negativer die Elemente auf der λ_1 -Diagonalen, desto positiver reagieren langfristige Zinssätze auf positive Innovationen im jeweiligen Faktor.

Abbildung 3.2 zeigt die Faktorladungen des Modells, welche der Matrix B_n entnommen werden können. Die Abbildung zeigt, in welcher Weise die einzelnen Faktoren die Laufzeitstruktur der Zinssätze beeinflussen. So sorgen Veränderungen des Levelfaktors (in Höhe von Eins) mit einer Wirkung zwischen 1,00 (1-Monatszins) und 0,84 (60-Monatszins) in etwa für eine Parallelverschiebung der Zinsstruktur, während der Einfluss des Slopefaktors mit steigender Restlaufzeit rasch nachlässt und ab einer Laufzeit von 34 Monaten bereits

⁸⁵Vgl. Ang und Piazzesi (2003), S. 762.

unter 0,10 liegt. Der Curvaturefaktor entfaltet seinen Einfluss im mittleren Laufzeitbereich. Dessen maximale Wirkung liegt mit 0,19 bei einer Laufzeit von 23 Monaten. Der Verlauf der Faktorladungen ist neben den Short rate Parametern δ_1 und dem Bewegungsgesetz Φ auf die zeitvariablen Marktpreise des Risikos λ_1 zurückzuführen. Der auf den Levelfaktor bezogene Diagonaleintrag ist negativ, was zusammen mit der Short rate Ladung in Höhe von Eins und der hohen Autokorrelation (0,99) dazu führt, dass der Großteil eines diesbezüglichen Faktorschocks über das gesamte Laufzeitspektrum erhalten bleibt. Hinsichtlich des Slopefaktors ist der entsprechende Eintrag dagegen deutlich positiv, was den schnellen Verfall einer Innovation im Slopefaktor entlang der Zinsstruktur begründet.

Tabelle 3.3 Eigenschaften der geschätzten Residuen im AP-Ansatz

Laufzeit	Zinsmodell		Zinsmakromodell	
	Mittelwert	St.-Abw.	Mittelwert	St.-Abw.
1	0,000	21,046	0,000	21,013
3	11,085	23,503	11,049	23,318
12	-4,215	17,561	-4,368	18,057
36	1,850	15,202	1,719	15,174
60	-0,698	15,314	-0,614	15,358

Mittelwerte und Standardabweichungen der annualisierten Residuen (u) im AP-Zins- und AP-Zinsmakromodell. Alle Größen sind in Basispunkten ausgewiesen. Der Untersuchungszeitraum ist 1979-01 bis 1998-12.

Abbildung 3.3 zeigt die geschätzten im Vergleich zu den tatsächlichen Zinssätzen. Tabelle 3.3 fasst Mittelwerte und Standardabweichungen der geschätzten Residuen zusammen. Die Abbildungsgenauigkeit ist über das gesamte Laufzeitspektrum gut, wenngleich der DRA-Ansatz mit Ausnahme des 3-Monatszinses diesbezüglich durchweg bessere Ergebnisse produziert. Die Standardabweichungen der Residuen liegen (annualisiert) zwischen 15 und 24 Basispunkten, was für Untersuchungen dieser Art recht typische Ergebnisse darstellt.⁸⁶ Wie im DRA-Ansatz nimmt die Abbildungsgenauigkeit mit der Laufzeit zu. Das mittlere Residuum des 3-Monatszinses ist mit 11 Basispunkten am stärksten ausgeprägt und weist zudem mit 23,5 Basispunkten die größte Standardabweichung auf. Zu beachten ist, dass der 1-Monatszins im Mittel perfekt abgebildet wird, da der Parameter δ_0 in der Schätzung auf Höhe des Stichprobenmittelwertes fixiert wird.

Zinsmakromodell Die Short rate Parameter des Zinsmakromodells sind in Tabelle 3.4 zu finden. Der Parameter δ_0 nimmt den Wert 0,00527 an, was annualisiert dem Mittelwert des 1-Monatszinses in Höhe von 6,33% entspricht. Die Taylor-Regel Parameter fallen bezogen auf den 1-Monatszins im Vergleich zum Tagesgeldzins mit Werten von 0,165 für die Outputlücke und 1,171 für die Inflationsrate noch etwas stärker aus. Da alle Short rate Parameter vor Beginn der Schätzung ermittelt und anschließend fixiert werden, weisen die Koeffizienten keine Standardfehler auf. Das bereinigte Bestimmtheitsmaß (\bar{R}^2) der Regression liegt bei 79,3%.

Abbildung 3.4 vergleicht den Verlauf der extrahierten Faktoren im Zins- und Zinsmakromodell. Die veränderten Momente und Autokorrelationen sind in Tabelle 3.1 zu finden. Anders als im DRA-Ansatz beeinflussen die makroökonomischen Größen die Zinssätze im AP-Ansatz direkt, weshalb hier Abweichungen im Zeitreihenverlauf der Faktoren möglich

⁸⁶Ang und Piazzesi (2003), S. 765, ermitteln (annualisierte) Standardabweichungen von 25 und 11 Basispunkten für den 3- und den 36-Monatszins.

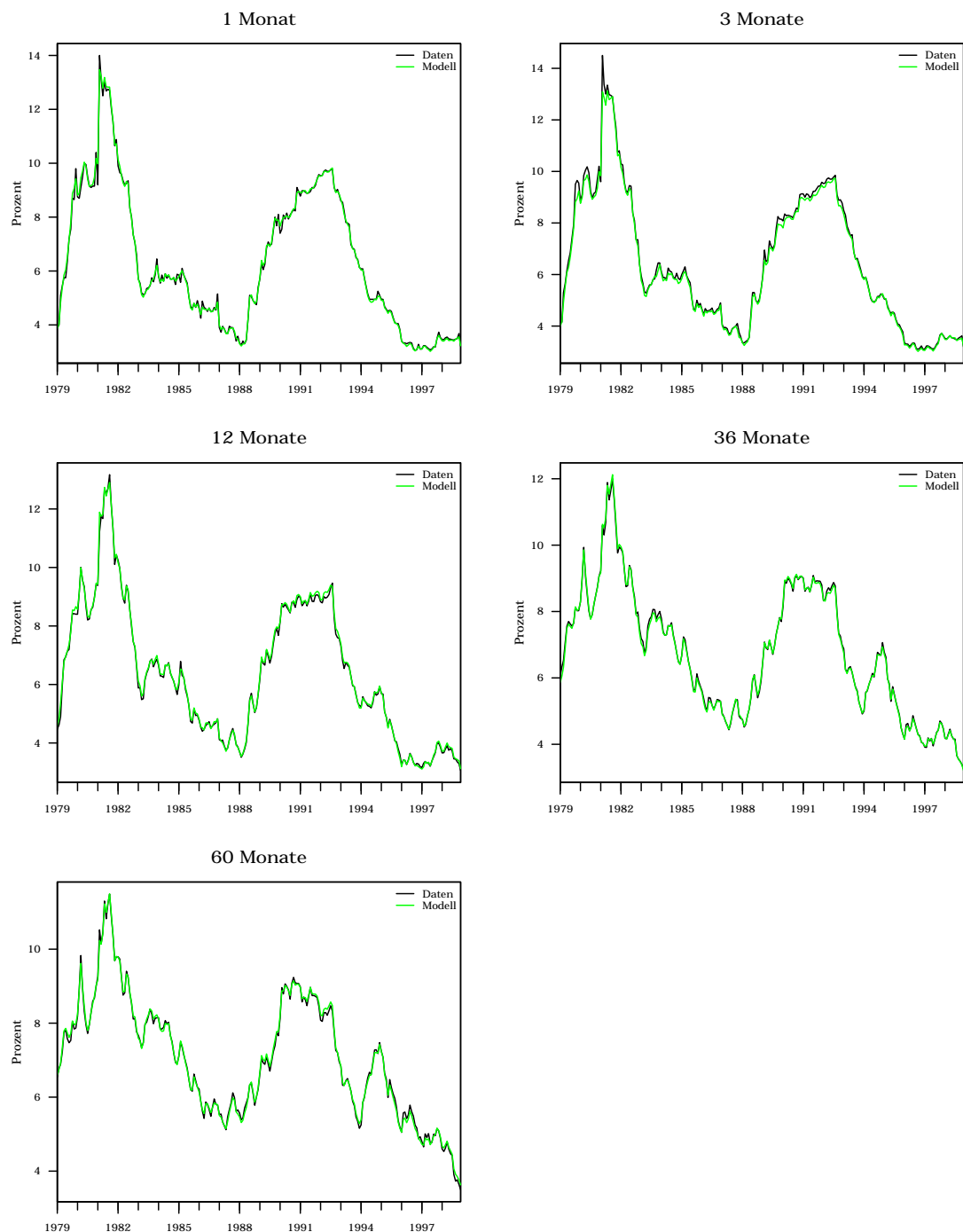


Abbildung 3.3 Abbildungsgenauigkeit der Zinssätze im AP-Zinsmodell

Gegenüberstellung der geschätzten und tatsächlichen Zinssätze im AP-Zinsmodell. Die Zinssätze sind annualisiert. „Daten“ bezeichnet die tatsächlichen Zinssätze, „Modell“ die Schätzergebnisse. Der Untersuchungszeitraum ist 1979-01 bis 1998-12.

Tabelle 3.4 Short rate Parameter im AP-Zinsmakromodell

δ_0 ($\times 100$)	$\delta_{1,L}$	$\delta_{1,S}$	$\delta_{1,C}$	$\delta_{1,g}$	$\delta_{1,\pi}$
0,527	1	1	0	0,165	1,171
(—)	(—)	(—)	(—)	(—)	(—)

Die Short rate Parameter der makroökonomischen Variablen $\delta_{1,g}$ und $\delta_{1,\pi}$ werden durch eine lineare Regression des 1-Monatszins auf Outputlücke (g) und Inflationsrate (π) determiniert. Der δ_0 -Wert ist in Basispunkten pro Monat ausgewiesen. Alle Faktoren werden zu Beginn der Schätzung fixiert, weshalb keine Standardfehler angegeben werden. Der Untersuchungszeitraum ist 1979-01 bis 1998-12.

sind. Tatsächlich scheinen Level- und Curvaturefaktor trotz Hinzunahme der Makrofaktoren in großen Teilen erhalten zu bleiben. Die Korrelationen der beiden Faktoren mit ihren Realisationen im Zinsmodell betragen 0,93 (Level) und 0,94 (Curvature). Ein anderes Bild ergibt sich hinsichtlich des Slopefaktors, dessen Verlauf sich im Zinsmakromodell erheblich verändert. Die Korrelation mit dem Slopefaktor im Zinsmodell beträgt dann auch gerade einmal 0,23. Vor dem Hintergrund eines geldpolitischen Einflusses auf die Steigung der Zinsstruktur sowie des konstruktionsbedingten Taylor-Regel Zusammenhangs in der Short rate Gleichung erscheint dieses Ergebnis plausibel.

Die Ergebnisse der Parameterschätzung im Zinsmakromodell sind in Tabelle 3.5 zusammengefasst. Die hohe Anzahl von Nullwerten ist auf die konstruktionsbedingte Orthogonalität latenter und makroökonomischer Faktoren zurückzuführen. Die residualen Standardabweichungen der Zinsstrukturfaktoren sind gegenüber dem Zinsmodell leicht erhöht, die der Makrofaktoren zeigen das gewohnte Bild. Wie im DRA-Ansatz weisen die geschätzten Beobachtungsfehler der Outputlücke die höchste Volatilität auf. Wie der Verlauf der extrahierten Faktoren in Abbildung 3.4 bereits vermuten lässt, weisen Level- und Curvaturefaktor im wesentlichen unveränderte Zeitreiheneigenschaften auf. Der Autokorrelationsparameter des Curvaturefaktors bleibt praktisch unverändert, der des Levelfaktors büßt in etwa einen Prozentpunkt ein. Die Korrelation des Slopefaktors mit der eigenen Verzögerung nimmt hingegen wie auch im DRA-Ansatz sehr deutlich ab und sinkt von 0,965 auf 0,883. Zudem entsteht im Zinsmakromodell erneut der bereits im DRA-Ansatz beobachtete signifikante negative Einfluss des verzögerten Level- auf den Slopefaktor. Die Gleichung des Curvaturefaktors weist neben dem Parameter der eigenen Verzögerung keine signifikanten Einträge auf. Hinsichtlich des Makroblocs ergeben sich erneut die zu erwartenden Abhängigkeiten. Eine Erhöhung der Outputlücke in der Vorperiode hat einen geringen, aber signifikanten Anstieg der Inflationsrate zur Folge. Eine höhere verzögerte Inflationsrate wirkt hingegen negativ auf die Outputlücke, wenngleich der Parameter keine Signifikanz aufweist. Beide Größen sind mit Werten von 0,952 (Outputlücke) und 0,979 (Inflationsrate) stark autokorreliert.

Der Vektor der konstanten Marktpreise des Risikos enthält lediglich einen signifikanten Eintrag für den Levelfaktor. Dieser ist negativ und gegenüber dem Ergebnis des Zinsmodells in der Höhe im wesentlichen unverändert. Hinsichtlich der zeitvariablen Risikopreise sind drei signifikante Einflüsse auszumachen. Zu diesen gehören signifikant negative Einflüsse von Level- und Curvaturefaktor auf den Risikopreis des Slopefaktors sowie der mit der eigenen Realisation verbundene zeitvariable Risikopreis der Inflationsrate. Beinahe signifikant ist wiederum der zeitvariable Einfluss des Slope- auf den Risikopreis des Levelfaktors.⁸⁷

Eine vergleichende Darstellung der Faktorladungen im Zins- und Zinsmakromodell ist in

⁸⁷Bei einem Signifikanzniveau von 10% ist dieser Eintrag signifikant.

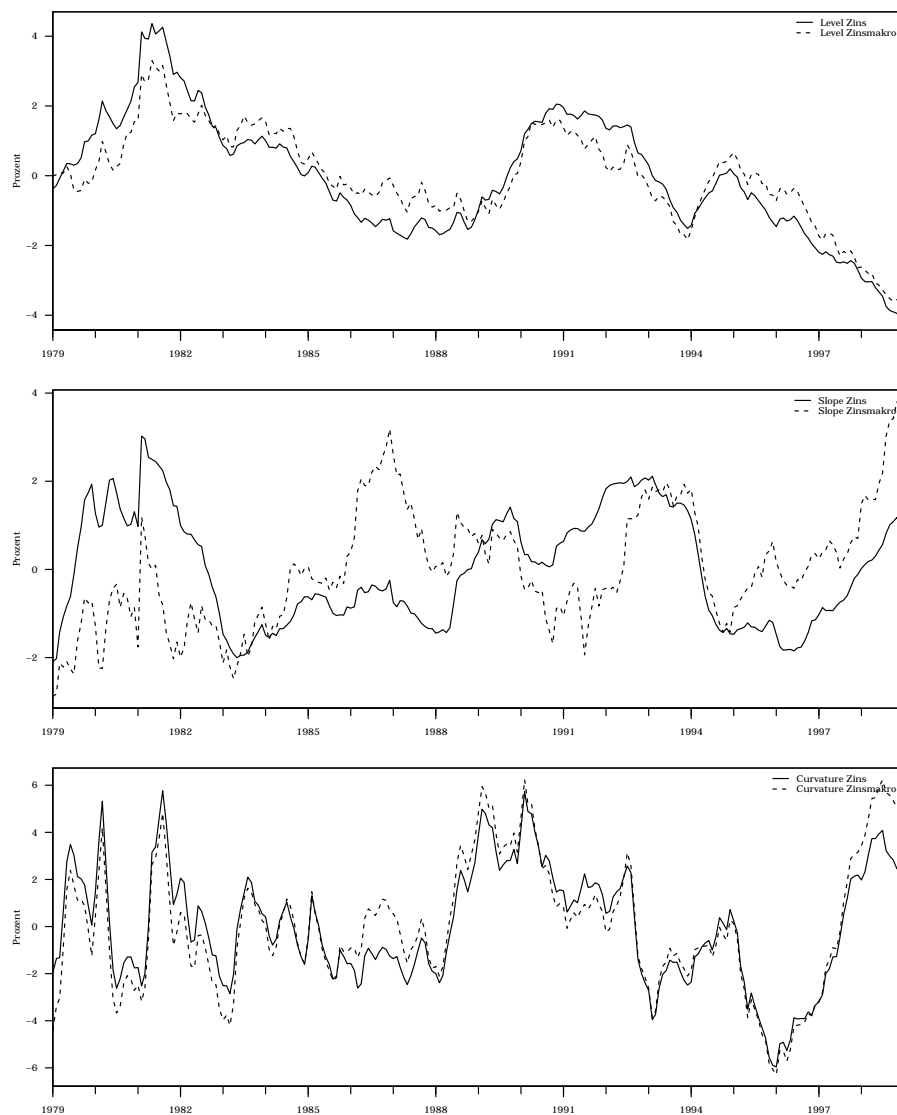


Abbildung 3.4 Latente Faktoren im AP-Ansatz

Gegenüberstellung des Zeitreihenverlaufs der latenten Faktoren Level (L), Slope (S) und Curvature (C) im AP-Zins- und AP-Zinsmakromodell. Die Faktoren sind mittelwertbereinigt und annualisiert. Der Untersuchungszeitraum ist 1979-01 bis 1998-12.

Abbildung 3.2 zu finden. Erstaunlicherweise bleiben die Ladungen der latenten Faktoren auch im längerfristigen Laufzeitbereich im wesentlichen unverändert. Für Level- und Curvaturefaktor sinkt der Einfluss im Zinsmakromodell um maximal 4 (Level) bzw. 3 Prozentpunkte (Curvature), bezüglich des Slopefaktors verschiebt sich der Einfluss in der Spitze um ca. 9 Prozentpunkte. Die Faktorladung der Inflationsrate weist einen ähnlichen Verlauf wie die des Slopefaktors auf. Kurze reagieren dabei viel stärker auf Veränderungen der Inflationsrate als lange Laufzeiten. Während der Effekt am kurzen Ende konstruktionsbedingt 1,17 beträgt, schrumpft dieser für den 60-Monatszins auf 0,32. Die Faktorladung der Outputlücke nimmt ebenfalls mit der Laufzeit ab, wenn auch mit Werten von 0,17 (1-Monatszins) und 0,05 (60-Monatszins) auf wesentlich geringerem Niveau. Der Verlauf der Faktorladungen liegt wiederum unter anderem in den zeitvariablen Marktpreisen des Risikos begründet. So ist beispielsweise der schnelle Verfall einer Innovation in der

Tabelle 3.5 Ergebnisse der Parameterschätzung im AP-Zinsmakromodell

	$\Sigma_{\eta(i)}$	Φ				
		L_{t-1}	S_{t-1}	C_{t-1}	g_{t-1}	π_{t-1}
L_t	0,025 (0,005)	0,983 (0,012)	0,000 (—)	0,000 (—)	0,000 (—)	0,000 (—)
S_t	0,038 (0,004)	-0,093 (0,033)	0,883 (0,033)	0,000 (—)	0,000 (—)	0,000 (—)
C_t	0,113 (0,022)	-0,105 (0,119)	-0,032 (0,109)	0,891 (0,044)	0,000 (—)	0,000 (—)
g_t	0,124 (0,006)	0,000 (—)	0,000 (—)	0,000 (—)	0,952 (0,021)	-0,051 (0,055)
π_t	0,026 (0,001)	0,000 (—)	0,000 (—)	0,000 (—)	0,013 (0,004)	0,979 (0,012)
	λ_0	λ_1				
		L_t	S_t	C_t	g_t	π_t
$\lambda_t(L)$	-0,082 (0,031)	-27,8 (53,9)	74,5 (42,5)	-45,7 (34,8)	0,000 (—)	0,000 (—)
$\lambda_t(S)$	0,060 (0,040)	-275,4 (95,3)	-72,4 (92,2)	-76,4 (22,7)	0,000 (—)	0,000 (—)
$\lambda_t(C)$	-0,020 (0,021)	-94,5 (97,9)	-23,4 (97,0)	-18,2 (44,0)	0,000 (—)	0,000 (—)
$\lambda_t(g)$	-0,001 (0,016)	0,000 (—)	0,000 (—)	0,000 (—)	44,3 (27,7)	-45,5 (50,4)
$\lambda_t(\pi)$	-0,033 (0,061)	0,000 (—)	0,000 (—)	0,000 (—)	29,2 (25,5)	147,7 (72,0)

Standardfehler befinden sich in Klammern. Signifikante Schätzergebnisse sind fett markiert. Das Signifikanzniveau beträgt 5%. Alle Größen sind pro Monat ausgewiesen. Der obere Abschnitt zeigt die Parameter der Übergangsgleichung, der untere die Marktpreise des Risikos (λ). Die Standardabweichungen der Residuen $\Sigma_{\eta(i)}$ sind in Basispunkten gemessen. Der Zustandsraum des Modells ist durch die Gleichungen (3.27)–(3.28) gegeben. Der Untersuchungszeitraum ist 1979-01 bis 1998-12.

Inflationsrate entlang der Zinsstruktur auf den eigenen stark positiven Eintrag in der λ_1 -Matrix zurückzuführen. Dem diesbezüglich ebenfalls positiven Eintrag entsprechend, fällt die Faktorladung der Outputlücke kontinuierlich. Hinsichtlich des Slopefaktors erklären die veränderten Einträge in der λ_1 -Matrix den im Vergleich zum Zinsmodell etwas weniger schnellen Verfall.

Insgesamt deuten die Faktorladungen darauf hin, dass der makroökonomische Einfluss auf die Zinsstruktur nahezu ausschließlich aus der Systematik der Geldpolitik über die Short rate (Taylor-Regel Zusammenhang) erwächst, und negative Risikoprämien dafür sorgen, dass Outputlücke und Inflationsrate stark abnehmende Wirkungen auf längerfristige Zinssätze haben. Auch vor dem Hintergrund der konstruktionsbedingten Orthogonalität von makroökonomischen und Zinsstrukturfaktoren erscheint dieses Ergebnis nicht unplausibel.⁸⁸

⁸⁸Ein mit der Inflationsrate verknüpfter zeitvariabler Risikopreis des Levelfaktors in Höhe von $\lambda_{1,15} = -100$ hätte beispielsweise ceteris paribus eine Erhöhung der Inflations-Faktorladung des 60-Monatszinses von 0,32 auf 0,57 zur Folge.

3.4 Impuls-Antwort-Analyse und Varianzzerlegung

Die Ergebnisse der Impuls-Antwort-Analyse im Zinsmakromodell sind in Abbildung 3.5 aufgeführt. In den Spalten dargestellt werden die orthogonalisierten Reaktionen der Zinssätze auf einen Impuls in Höhe von einer Einheit in einer einzelnen Variable, also einem residualen Schock in Höhe von einem Prozentpunkt, im Verlauf der folgenden 30 Monate. Neben den Impulsantworten (durchgezogene Linie) beinhaltet jede Abbildung ein 95%-Konfidenzintervall (gestrichelte Linien). Der Ausgangsimpuls entspricht bei den latenten Faktoren aufgrund der diagonalen Kovarianzmatrix den Faktorladungen in Abbildung 3.2. Für die makroökonomischen Größen ergibt sich bei rekursiver Identifikation unter der Kausalordnung (g_t, π_t) im Fall der Outputlücke für den Ausgangsimpuls eine geringfügige Abweichung durch die kontemporäre Korrelation der Störterme.

Innovationen in den Zinsstrukturfaktoren Der Levelfaktor weist im langfristigen Laufzeitspektrum eine weit höhere Persistenz auf als am kurzen Ende der Zinsstruktur. Während der Effekt auf den 1-Monatszins nach 30 Perioden gerade noch 8 Basispunkte beträgt, verbleibt im Fall des 60-Monatszinses noch eine Wirkung von 49 Basispunkten. Allerdings wird das zugehörige Konfidenzintervall nicht nur mit dem Prognosehorizont sondern für kurze Horizonte auch mit der Laufzeit größer. Der Grund für den schnelleren Verfall am kurzen Laufzeitende liegt im negativen Einfluss des verzögerten Level- auf den Slopefaktor begründet. Während der 1-Monatszins nämlich durch den Levelfaktor ausgelöste Veränderungen des Slopefaktors konstruktionsbedingt mit einem Faktor von 1 aufnimmt, liegt die diesbezügliche Wirkung auf den 60-Monatszins bei gerade einmal 0,03. Innovationen des Slopefaktors entfalten folgerichtig im kurzen Laufzeitspektrum ihre maximale Wirkung. Zudem sind sie über alle Laufzeiten recht kurzlebig. Selbst für den 1-Monatszins beträgt die Wirkung nach 12 Monaten nur 27 Basispunkte, für den 12-Monatszins sind es an dieser Stelle bereits nur noch 13 Basispunkte. Der Curvaturefaktor spielt konstruktionsbedingt am kurzen Ende keine Rolle. Im mittleren Laufzeitbereich steigt dessen Einfluss, wobei die Impulsantworten wiederum recht kurzlebig sind. Der Eindruck, dass Innovationen des Curvaturefaktors eine sehr geringe Rolle spielen, trägt an dieser Stelle. Zu beachten ist, dass sich die dargestellten Impulsantworten auf einen auf eine Höhe von Eins normierten Impuls beziehen. Wird dagegen die Standardabweichung der Residuen berücksichtigt, welche im Fall des Curvaturefaktors recht hoch ist, so ergibt sich ein doch erheblicher Einfluss, was die Varianzzerlegung der Zinssätze auch verdeutlicht.

Innovationen in den Makrofaktoren Hinsichtlich der Innovationen der Outputlücke gilt bei der Bewertung der Impulsantworten zunächst die gleiche Einschränkung der auf Eins normierten Impulse wie beim Curvaturefaktor. Gewichtet mit der residualen Standardabweichung wären die in Abbildung 3.5 dargestellten Impulsantworten im Vergleich deutlich erhöht. Unabhängig davon, nimmt der Effekt eines Impulses in der Outputlücke auf die Zinssätze den Faktorladungen in Abbildung 3.2 entsprechend mit der Laufzeit ab, ist dafür aber über das gesamte Laufzeitspektrum von einer erheblichen Persistenz gekennzeichnet. Ein diesbezüglicher Schock sorgt demnach für eine dauerhafte Erhöhung aller Zinssätze. Innovationen in der Inflationsrate haben den gleichen Effekt, wenngleich mit wesentlich geringerer Persistenz. Der Effekt eines Impulses in Höhe von einem Prozent rangiert entlang der Zinsstruktur zunächst zwischen 117 und 32 Basispunkten. Nach 30 Monaten liegt dieses Intervall unter Vernachlässigung der Unsicherheit zwischen 42 und 12 Basispunkten. Wie zuvor bereits erwähnt entfalten makroökonomische Impulse ihre

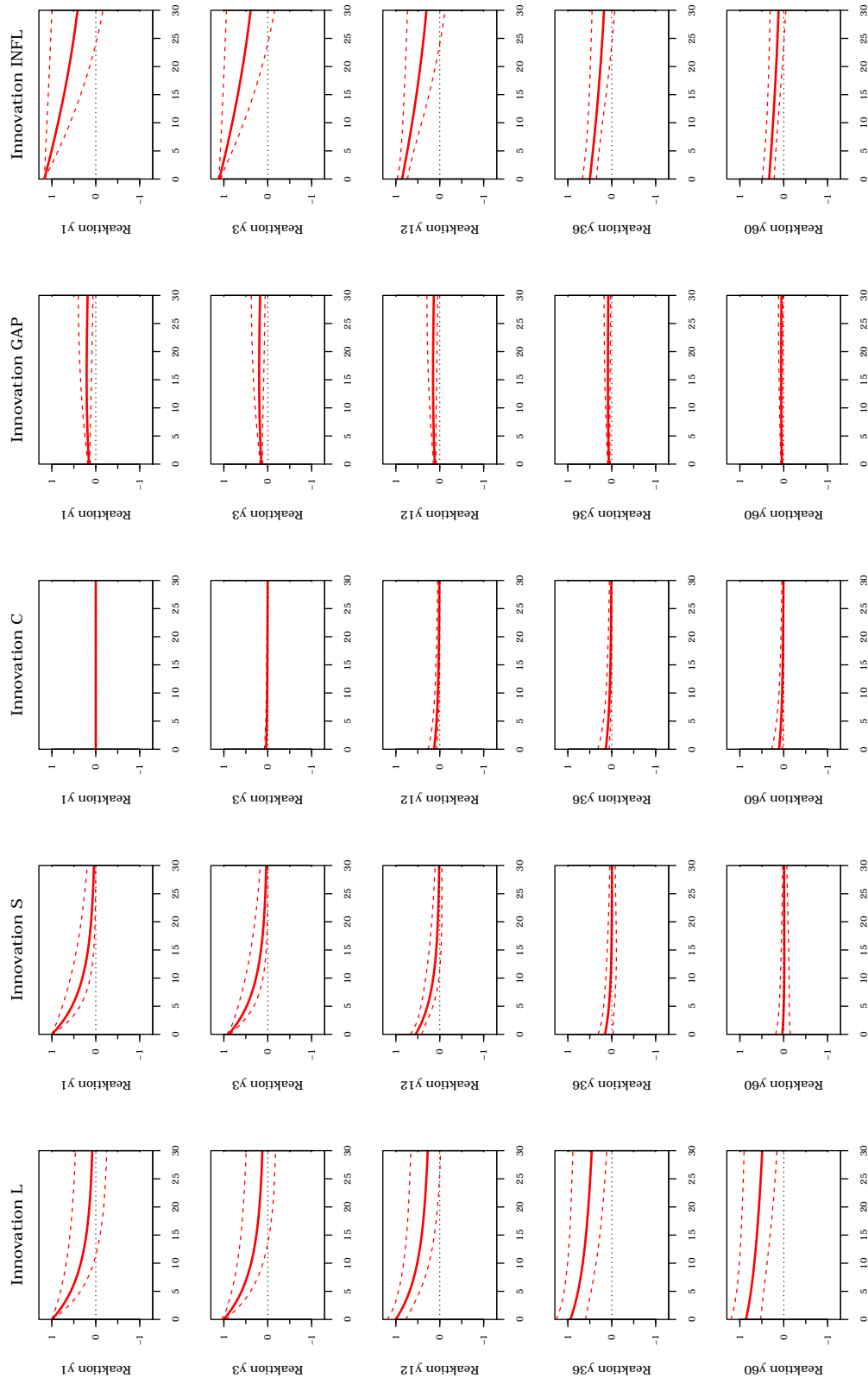


Abbildung 3.5 Impulsantworten im AP-Ansatz

Impulsantworten auf Innovationen in Höhe von einem Prozentpunkt in den Zustandsvariablen. Zustandsvariablen sind (in der Kausalordnung) Level- (L), Slope- (S), Curvaturefaktor (C), Outputlücke (GAP) und Inflationsrate (INFL). Makro- und latente Variablen sind unabhängig voneinander. Latente Faktoren sind kontemporär unkorreliert, die Identifikation der Makrovariablen ist rekursiv. Der Zustandsraum des Modell ist durch die Gleichungen (3.27)–(3.28) gegeben. Der Untersuchungszeitraum ist 1979-01 bis 1998-12.

Tabelle 3.6 Varianzzerlegung der Zinssätze im AP-Ansatz

	Horizont	L	S	C	g	π
1-MONATZSINS						
Zinsmodell	1	0,41	0,59	0,00		
	12	0,48	0,52	0,00		
	60	0,63	0,37	0,00		
Zinsmakromodell	1	0,19	0,43	0,00	0,11	0,27
	12	0,12	0,27	0,00	0,27	0,34
	60	0,06	0,13	0,00	0,53	0,27
12-MONATZSINS						
Zinsmodell	1	0,54	0,23	0,24		
	12	0,65	0,23	0,12		
	60	0,80	0,16	0,05		
Zinsmakromodell	1	0,32	0,23	0,10	0,10	0,25
	12	0,26	0,13	0,06	0,24	0,31
	60	0,19	0,06	0,03	0,47	0,24
36-MONATZSINS						
Zinsmodell	1	0,63	0,01	0,36		
	12	0,79	0,01	0,19		
	60	0,92	0,01	0,07		
Zinsmakromodell	1	0,52	0,04	0,21	0,06	0,16
	12	0,53	0,02	0,13	0,14	0,18
	60	0,53	0,01	0,06	0,27	0,14
60-MONATZSINS						
Zinsmodell	1	0,71	0,00	0,29		
	12	0,85	0,00	0,15		
	60	0,95	0,00	0,05		
Zinsmakromodell	1	0,65	0,00	0,19	0,04	0,11
	12	0,69	0,00	0,10	0,09	0,11
	60	0,72	0,00	0,05	0,15	0,08

Anteil der einzelnen Zustandsvariablen an der Prognosefehlervarianz der 1-, 12- und 60-Schrittprognose der Zinssätze im AP-Zins- und AP-Zinsmakromodell. L , S und C bezeichnen die latenten Faktoren Level, Slope und Curvature, g und π die makroökonomischen Variablen Outputlücke und Inflationsrate. Der Untersuchungszeitraum ist 1979-01 bis 1998-12.

Wirkung auf die Zinsstruktur nahezu ausschließlich über die Systematik der Geldpolitik: Anstiege der Outputlücke und der Inflationsrate induzieren antizyklische Reaktionen der Zentralbank in Form von Zinsanstiegen, welche sich asymmetrisch entlang der Zinsstruktur ausbreiten. Die Zentralbank hebt das kurze im Vergleich zum langen Ende der Zinsstruktur und verringert so deren Steigung.⁸⁹

Varianzzerlegung Die Ergebnisse der Prognosefehlervarianzzerlegung des Modells für Prognosehorizonte von 1, 12 und 60 Monaten finden sich in Tabelle 3.6. Im Zinsmodell ergibt sich für die Erklärungsbeiträge der latenten Faktoren das zu erwartende Bild. Die Rolle des Levelfaktors nimmt mit steigender Restlaufzeit und steigendem Prognosehori-

⁸⁹Konstruktionsbedingt ermöglicht das Modell von Ang und Piazzesi (2003), wie erwähnt, keine Feedback-Reaktion der makroökonomischen Variablen auf steigender Zinssätze. Die Zentralbank reagiert somit auf Veränderungen in Outputlücke und Inflationsrate, ohne diese dadurch beeinflussen zu können.

zont zu. Während am kurzen Ende der Zinsstruktur 41 bis 63% auf den Levelfaktor entfallen, sind es für den 60 Monatszins 71 bis 95%. Der Erklärungsgehalt des Slopefaktors verhält sich entgegengesetzt. Er nimmt mit der Restlaufzeit und dem Prognosehorizont kontinuierlich ab. Für den 1-Monatszins erklärt der Slopefaktor zwischen 59 und 37%, ab dem 36-Monatszins trägt er bereits faktisch keinen Anteil zur Erklärung der Prognosefehlervarianz bei. Hinsichtlich des Curvaturefaktors ist der Erklärungsbeitrag zunächst konstruktionsbedingt Null. Mit steigender Laufzeit nimmt dieser dann zu, um im langfristigen Bereich wieder abzunehmen. Den maximalen Beitrag liefert er mit 36% bei der Erklärung der Varianz der 1-Schrittprognose des 36-Monatszinses. Über alle Laufzeiten nimmt der Anteil des Curvaturefaktors mit steigendem Prognosehorizont ab.

Im Zinsmakromodell tragen die beiden makroökonomischen Größen insbesondere im kurzfristigen Laufzeitbereich einen erheblichen Teil zur Erklärung der Prognosefehlervarianz der Zinssätze bei. Dabei nimmt der Erklärungsgehalt wie im DRA-Ansatz mit dem Prognosehorizont zu und sinkt mit steigender Restlaufzeit. Für die kurzfristige Variation der Zinssätze liegt der kumulierte Anteil der Makrofaktoren zwischen 38 (1-Monatszins) und 15% (60-Monatszins), für die langfristige Variation sogar bei 80 bis 23%. Die Outputlücke weist mit 53% den größten Anteil an der Prognosefehlervarianz der 60-Schrittprognose des 1-Monatszinses auf. Der Erklärungsbeitrag der Inflationsrate ist mit 34% im Fall der 12-Schrittprognose des 1-Monatszinses maximal. Über alle Laufzeiten dominiert die Inflationsrate die Outputlücke bei der Erklärung der kurz- bis mittelfristigen Variation der Zinssätze (1- bis 12-Schritt), während bei der langfristige Variation ein größerer Anteil auf die Outputlücke entfällt. Durch die Hinzunahme der Makrofaktoren büßen alle drei latenten Faktoren an Erklärungsgehalt ein.

Faktoranalyse Der Erklärungsgehalt der makroökonomischen Größen für die Zinsstrukturfaktoren lässt sich über die reinen Korrelationswerte hinaus mittels multipler Regressionen untermauern. Darüber hinaus lässt sich im Rahmen einer Regressionsanalyse prüfen, in welcher Weise sich die extrahierten Faktoren beim Übergang vom Zins- zum Zinsmakromodell verändern.⁹⁰ Tabelle 3.7 zeigt die Ergebnisse von Regressionen der Zinsstrukturfaktoren des Zinsmodells auf die Makrofaktoren (Regressionen I) und auf die Makrofaktoren sowie die latenten Faktoren des Zinsmakromodells (Regressionen II).

Die bereits dokumentierten starken Korrelationen der Zinsstrukturfaktoren mit den makroökonomischen Größen schlagen sich in den Ergebnisse der Regressionen nieder (Regressionen I). So sind die ermittelten Abhängigkeiten aller drei Faktoren von beiden Makrofaktoren signifikant und das bereinigte Bestimmtheitsmaß mit Werten von 0,679 (Level), 0,491 (Slope) und 0,301 (Curvature) entsprechend hoch. Der Inflationsparameter des Levelfaktors ist mit 0,795 ausgesprochen stark ausgeprägt, was die Annahme untermauert, dass dieser Faktor Inflationsentwicklungen abbildet. Die Parameterergebnisse hinsichtlich der kurz- und mittelfristigen Faktoren für Steigung und Krümmung bestätigen wiederum den vermuteten zyklischen Zusammenhang mit der Systematik der Geldpolitik.

Die Ergebnisse der Regression auf alle Zustandsvariablen des Zinsmakromodells (Regressionen II) ergeben ebenfalls ausschließlich signifikante Parameter. Hinsichtlich des Levelfaktors korrespondiert das Ergebnis angesichts eines Parameters in Höhe von 0,952 bezogen auf den Levelfaktor des Zinsmakromodells mit der zuvor ermittelten hohen Korrelation sowie dem visuellen Befund (Abbildung 3.4). Der Faktor bleibt im wesentlichen erhalten, wenn makroökonomische Faktoren hinzugefügt werden. Nichtsdestotrotz sind sowohl der

⁹⁰Die folgende Analyse der Faktoren basiert auf Ang und Piazzesi (2003), S. 779 ff.

Tabelle 3.7 Faktorregressionen im AP-Ansatz

Abhängige Variable	Unabhängige Variablen					
	g	π	L^M	S^M	C^M	\bar{R}^2
REGRESSIONEN I						
L	0,063 (0,014)	0,795 (0,038)				0,679
S	0,105 (0,013)	0,393 (0,035)				0,491
C	0,262 (0,029)	0,251 (0,080)				0,301
REGRESSIONEN II						
L	0,058 (0,000)	0,411 (0,001)	0,952 (0,002)	0,145 (0,002)	-0,007 (0,000)	1,000
S	0,105 (0,001)	0,755 (0,002)	0,049 (0,003)	0,850 (0,003)	0,009 (0,001)	0,999
C	0,024 (0,002)	0,224 (0,008)	0,021 (0,010)	-0,393 (0,010)	0,874 (0,004)	0,996

Standardfehler befinden sich in Klammern. Signifikante Schätzergebnisse sind fett markiert. Das Signifikanzniveau beträgt 5%. Regressionen der latenten Faktoren Level (L), Slope (S) und Curvature (C) des Zinsmodells auf die Makrofaktoren Outputlücke (g) und Inflationsrate (π) (REGRESSIONEN I) sowie auf die Makrofaktoren und die latenten Faktoren des Zinsmakromodells, gekennzeichnet durch ein hochgestelltes M (REGRESSIONEN II).

Parameter der Outputlücke als auch der Parameter der Inflationsrate weiterhin statistisch signifikant und insbesondere bezogen auf die Inflationsrate in der Höhe bedeutsam (Parameterwert 0,411).⁹¹ Die Regression des Slopefaktors auf alle Faktoren des Zinsmakromodells zeigt, dass der unterstellte Taylor-Regel Zusammenhang hinsichtlich der Steigung der Zinsstruktur weiterhin Bestand hat und ein beträchtlicher Teil der Variation des Slopefaktors auf makroökonomische Determinanten zurückgeführt werden kann, wobei ein Großteil des Erklärungsgehalts wiederum auf die Inflationsrate entfällt (Parameterwert 0,755). Abschließend liefert auch die letzte Regression eine recht deutliche Abhängigkeit des Curvaturefaktors von der Inflationsrate. Der Parameter der Outputlücke ist zwar signifikant, in der Höhe aber unbedeutend.

3.5 Internationale Evidenzen

Anhang C beinhaltet alle relevanten Schätzergebnisse des AP-Ansatzes für die US-amerikanische Volkswirtschaft. Im Folgenden werden die wesentlichen Befunde und zentralen Unterschiede zu der Schätzung mit deutschen Daten thematisiert.

⁹¹ Ang und Piazzesi (2003), S. 780, begründen das Überleben des Levelfaktors mit der Tatsache, dass dieser in etwa die erste Hauptkomponente der Zinsstruktur abbildet, welche von den Makrofaktoren nicht erklärt wird. Zu erkennen ist dies an den Residuen der Taylor-Regel Regression, deren Verlauf im wesentlichen das Niveau der Short rate abbildet. Anzumerken ist, dass dieser Zusammenhang in der vorliegenden Untersuchung mit deutschen Daten weniger stark ausgeprägt ist. Die Korrelation der Residuen mit dem extrahierten Levelfaktor beträgt lediglich 36%. Im Vergleich dazu liegt die Korrelation im US-Datensatz bei 66%.

An dieser Stelle ist zunächst darauf hinzuweisen, dass das verwendete MCMC-Schätzverfahren für den US-amerikanischen Datensatz in mehreren Durchläufen zwei alternative, jeweils konvergierende Gleichgewichte hervorbringt, welche zwar die gleiche Abbildungsgenauigkeit aufweisen, sich hinsichtlich der Interpretation in einigen Punkten jedoch erheblich von einander unterscheiden. Im Folgenden wird das ökonomisch intuitivere Ergebnis präsentiert. Eine mögliche Fehlspezifikation hinsichtlich der Parameterisierung und/oder des verwendeten Datensatzes bleibt dabei aber zumindest für das US-amerikanische Modell zu bedenken.

Zinsstrukturfaktoren Die Korrelationen der extrahierten Zinsstrukturfaktoren mit ihren empirischen Proxies betragen 0,92 (Level), 0,68 (Slope) und 0,73 (Curvature). Die Korrelationswerte fallen damit zwar durchweg kleiner als im deutschen Datensatz aus, korrespondieren aber mit den von Ang und Piazzesi (2003) ermittelten Werten.⁹² Anders als im deutschen Datensatz sind nicht die Slope-, sondern die Levelfaktoren zwischen AP- und DRA-Ansatz am stärksten mit einander korreliert (0,98). Die Korrelationen der Slope- und Curvaturefaktoren zwischen den Ansätzen betragen 0,65 bzw. 0,61. Wie im deutschen Datensatz weisen die extrahierten Faktoren im Zinsmodell beträchtliche Korrelationen mit den makroökonomischen Größen auf. Die Outputlücke korreliert mit Werten von 0,64 und 0,27 mit den Faktoren für Steigung und Krümmung, die Inflationsrate korreliert dagegen besonders stark mit den Faktoren für Niveau (0,57) und Krümmung (0,61). Im Vergleich zum deutschen Ergebnis sind allerdings sowohl der Zusammenhang von Inflation und Zinsniveau im Sinne der Fisher-Gleichung als auch der Taylor-Regel Zusammenhang weniger stark ausgeprägt.⁹³

Abbildung 3.6 vergleicht den Verlauf der im Zinsmodell des AP-Ansatzes extrahierten Faktoren in den beiden Ländern. Es wird deutlich, dass lediglich die Levelfaktoren der beiden Länder eine nennenswerte Korrelation aufweisen. Diese beträgt 0,74. Während die Curvaturefaktoren noch mit 0,29 korreliert sind, ist hinsichtlich der Slopefaktoren angesichts eines Wertes von 0,09 kein Gleichlauf zu erkennen. Wiederum zu beobachten ist die Annäherung der Level- und Slopefaktoren der beiden Länder in den letzten 4 Jahren des Untersuchungszeitraums. Wie schon im DRA-Ansatz sind die Korrelationen in dieser Phase mit Werten von 0,83 (Level) und 0,90 (Slope) sehr stark ausgeprägt.

Zinsmodell Das Zinsmodell für die USA liefert hinsichtlich der Autokorrelationen das gewohnte Bild. Die Korrelation mit den eigenen Verzögerungen nimmt entlang der Diagonalen ab und ist mit einem Parameterwert von 0,783 im Fall des Curvaturefaktors besonders gering. Neben den Diagonalelementen wirkt der verzögerte Levelfaktor signifikant negativ auf den Slopefaktor und angesichts eines Wertes von 0,183 ausgeprägt positiv signifikant auf den Curvaturefaktor. Wie gewohnt zeigt der Curvaturefaktor die größte residuale Standardabweichung. Anders als im DRA-Ansatz ist diese für den Levelfaktor dagegen größer als für den Slopefaktor und im Vergleich zum deutschen Modell für beide deutlich erhöht.

Hinsichtlich der Risikobereinigung ermittelt das Modell für alle drei Faktoren signifikante konstante Marktpreise des Risikos. Die überwiegend negativen Einträge entsprechen der im Durchschnitt steigenden Zinsstruktur (Abbildung 1.4). Die Matrix der zeitvariablen

⁹²Ang und Piazzesi (2003), S. 767, ermitteln Korrelationen von 0,92 (Level), 0,58 (Slope) und 0,77 (Curvature) für den Zeitraum 1952-06 bis 2000-12.

⁹³Die Korrelation der Inflationsrate mit dem Slopefaktor beträgt gerade einmal 0,13. Im DRA-Ansatz betrug diese noch 0,63.

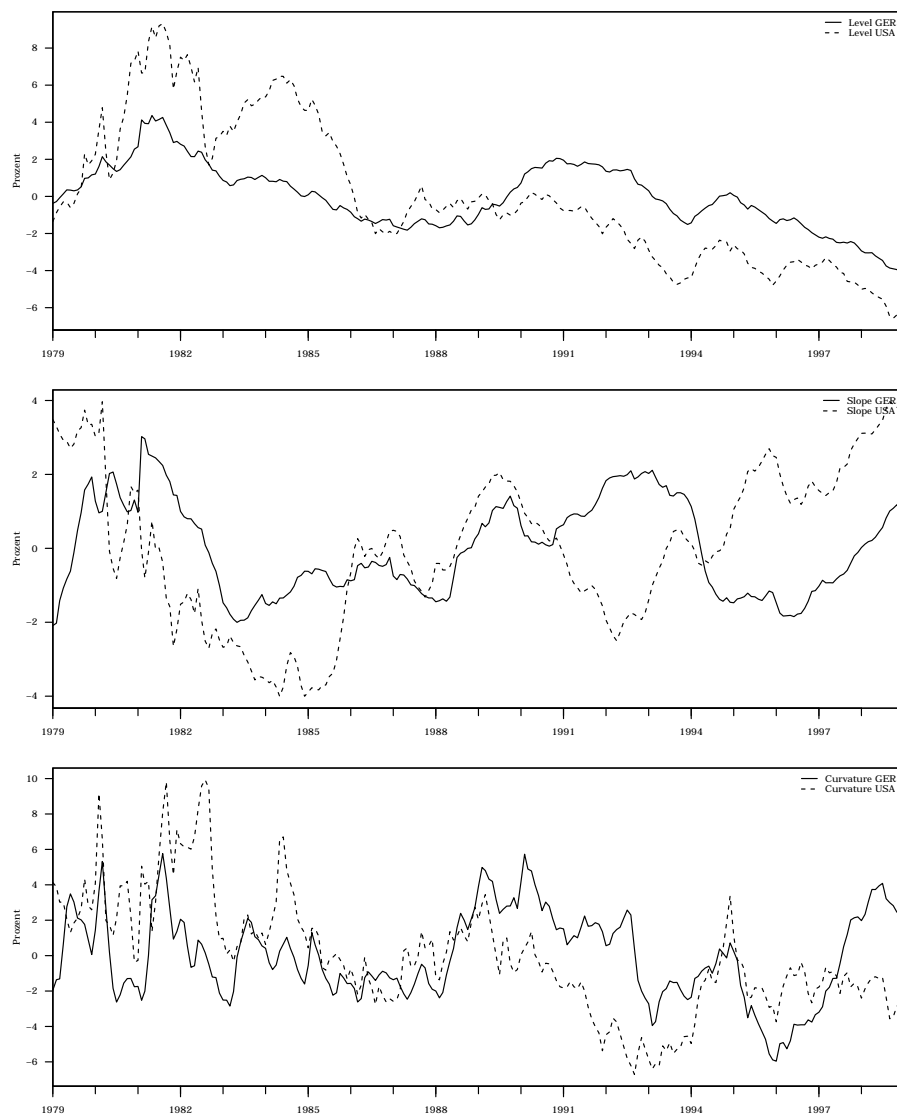


Abbildung 3.6 Latente Faktoren im AP-Zinsmodell: Deutschland versus USA

Gegenüberstellung des Zeitreihenverlaufs der latenten Faktoren Level (L), Slope (S) und Curvature (C) im AP-Zinsmodell: Deutschland versus USA. Die Faktoren sind mittelwertbereinigt und annualisiert. Der Untersuchungszeitraum ist 1979-01 bis 1998-12.

Risikopreise weist vier signifikante Einträge auf, den schon im deutschen Modell beobachteten Einfluss des Slope- auf den Risikopreis des Levelfaktors sowie den Einfluss des Curvaturefaktors auf alle drei Marktpreise des Risikos. Bezogen auf den Levelfaktor ist der Diagonaleintrag in der Matrix λ_1 positiv, was den über die Laufzeitstruktur abnehmenden Effekt erklärt.

Bezüglich der Faktorladungen des Zinsmodells folgt die des Slopefaktors im wesentlichen dem Verlauf des deutschen Modells. Die Faktorladung des Curvaturefaktors zeigt zwar einen vergleichbaren Verlauf, liegt aber angesichts eines Maximalwertes von 0,31 wesentlich höher. Die Ladung des Levelfaktors unterscheidet sich am deutlichsten von der im deutschen Modell, was unter anderem auf den bereits erwähnten positiven Parameter in der λ_1 -Matrix zurückzuführen ist. Angesichts des fallenden Verlaufs und einer Faktorladung von gerade noch 0,45 beim 60-Monatszins kann nicht mehr uneingeschränkt von

einer Parallelverschiebung der Zinsstruktur gesprochen werden. Die Abbildungsgenauigkeit des Modells ist mit der des deutschen vergleichbar. Einzig der 1-Monatszins weist mit einer residualen Standardabweichung von 31 Basispunkten einen erhöhten Wert auf, für alle anderen Laufzeiten ist diese im Vergleich geringer.

Zinsmakromodell Der zuvor bereits erwähnte weniger stark ausgeprägte Taylor-Regel Zusammenhang im US-Modell macht sich deutlich in den geschätzten Short rate Parametern bemerkbar. So sind die Koeffizienten für Outputlücke und Inflationsrate mit Werten von 0,058 und 0,784 im Vergleich zum deutschen Modell (0,165 und 1,171) wesentlich kleiner. Das bereinigte Bestimmtheitsmaß (\bar{R}^2) für die Regression liegt mit einer Höhe von 59,5% ebenfalls unter dem deutschen Ergebnis (79,3%). Da die Short rate bei der Renditebestimmung aller Laufzeiten eine maßgebliche Rolle spielt, ist im US-Modell ein geringerer makroökonomischer Einfluss auf die Zinsstruktur zu erwarten.

Neben den Diagonalelementen weist die Parameterschätzung wie im deutschen Modell einen signifikant negativen Einfluss des verzögerten Level- auf den Slopefaktor aus. Hinsichtlich des Makroblocs sind alle Einträge signifikant. Die beiden Faktoren sind angesichts von Koeffizienten in Höhe von 0,999 (Outputlücke) und 0,981 (Inflationsrate) sehr stark autokorreliert. Die gegenseitigen Abhängigkeiten sind ökonomisch intuitiv. Eine erhöhte Inflationsrate geht in der Folgeperiode mit einer Senkung der Outputlücke einher. Ein Anstieg dieser wiederum erhöht in der Folgeperiode die Inflationsrate. Die US-Inflationsrate weist eine gleich hohe residuale Standardabweichung auf wie die deutsche. Die geschätzten Residuen der Outputlücke sind dagegen nicht halb so volatil.

Der Vektor der konstanten Marktpreise des Risikos weist zwei signifikante Einträge für Level- und Slopefaktor auf. Bezüglich der zeitvariablen Risikopreise bleiben die vier signifikanten Einträge aus dem Zinsmodell erhalten. Zusätzlich generiert das Modell signifikante Einflüsse der Outputlücke auf den eigenen Risikopreis und den der Inflationsrate. Der λ_1 -Diagonaleintrag ist für die Inflationsrate negativ und die Outputlücke positiv, was darauf hindeutet, dass Innovationen in der Inflationsrate auch im langfristigen Bereich eine Bedeutung haben, es hinsichtlich der Outputlücke aber zu einem zügigen Verfall entlang der Zinsstruktur kommt.

Die Faktorladungen der latenten Faktoren bleiben nach Hinzunahme der makroökonomischen Größen in ihren Verläufen in wesentlichen gleich, in der jeweiligen Höhe ergeben sich allerdings deutliche Unterschiede. So ist die Ladung des Levelfaktors im Zinsmakromodell von einem weniger starken Verfall gekennzeichnet. Die Ladung am langen Ende der Zinsstruktur beträgt immerhin noch 0,58 und liegt damit um mehr als 13 Prozentpunkte über dem Ergebnis im Zinsmodell. Bezüglich der anderen beiden Faktoren liegt die maximale Ladung mit 0,12 (Slope) und 0,06 (Curvature) unter dem Wert des Zinsmodells. Die Faktorladung der Inflationsrate ähnelt den Einträgen in der λ_1 -Matrix entsprechend einem Niveaushift. Sowohl kurze (0,78 für den 1-Monatszins) als auch lange Laufzeiten (0,57 für den 60-Monatszins) reagieren stark auf Veränderungen der Inflationsrate. Sehr gering ausgeprägt ist dagegen die Faktorladung der Outputlücke, welche mit 0,06 am kurzen Ende beginnt, ab einer Restlaufzeit von 17 Monaten negativ wird und mit -0,06 für den 60-Monatszins endet.⁹⁴

⁹⁴ An dieser Stelle sei noch einmal darauf hingewiesen, dass der Schätzansatz für die USA zwei alternative Gleichgewichte produziert. Der Unterschied zwischen diesen Gleichgewichten wird in den Faktorladungen der makroökonomischen Größen am deutlichsten. So ergibt sich für die Inflationsrate im zweiten Gleichgewicht ein extrem schneller Verfall in der Faktorladung, dafür sorgen Veränderungen der Outputlücke dort für eine Parallelverschiebung der Zinsstruktur.

Impulsantworten Die Impulsantworten im US-Modell zeigen hinsichtlich der latenten Faktoren ähnliche Verläufe wie im deutschen Modell. Innovationen des Levelfaktors sind über das gesamte Laufzeitspektrum recht persistent. Dabei weisen sie zwar im Vergleich zum deutschen Modell in der Höhe geringere Effekte auf, der Verfall im kurzfristigen Bereich ist dafür aber weniger stark ausgeprägt. Innovationen des Slopefaktors verlieren bereits ab einer Restlaufzeit von einem Jahr deutlich an Einfluss, der Curvaturefaktor entfaltet seine Wirkung wiederum erwartungsgemäß im mittleren Laufzeitbereich.

Innovationen der Outputlücke ziehen im Gegensatz zum deutschen Modell nicht nur persistente sondern mit dem Horizont ansteigende Impulsantworten nach sich. Für den 1-Monatszins liegt die Reaktion zwischen 14 (1 Monat) und 35 (30 Monate) Basispunkten, für den 60-Monatszins zwischen 0 und 22 Basispunkten. Innovationen der Inflationsrate ziehen wiederum ähnliche Impulsantworten wie im deutschen Modell nach sich. Wie dort nehmen die Reaktionen in der Höhe mit der Laufzeit ab. Während die Impulsantworten des deutschen Modells im Laufzeitbereich bis 12 Monate die des US-Modells überragen, ist der Effekt im mittleren und langfristigen Bereich im US-Modell stärker ausgeprägt.

Varianzzerlegung Die Zerlegung der Prognosefehlervarianz der Zinssätze im Zinsmodell für die USA weist einige Auffälligkeiten auf. So nimmt der Levelfaktor über alle Laufzeiten und Horizonte die entscheidende Rolle bei der Erklärung der Variation der Zinssätze ein. Anders als im deutschen Modell oder auch im US-Modell im DRA-Ansatz spielt der Slopefaktor nicht nur im langfristigen Bereich eine untergeordnete Rolle. Den maximalen Beitrag liefert er mit Werten zwischen 35% (1-Schritt) und 27% (60-Schritt) zur Erklärung der Variation des 1-Monatszinses. Auf den Levelfaktor entfallen hier bereits 65% bis 73%. Ebenfalls auffällig ist die Höhe des Beitrags des Curvaturefaktors zur kurzfristigen Variation des 36- und 60-Monatszinses, welcher mit 51% und 49% außerordentlich hoch ausfällt.

Im Zinsmakromodell reicht der Erklärungsbeitrag der makroökonomischen Größen am kurzen Ende der Zinsstruktur nicht an das deutsche Ergebnis heran. Hinsichtlich des 1-Monatszinses entfallen zwischen 9% (1-Schritt) und 39% (60-Schritt) der Prognosefehlervarianz auf die Makrofaktoren. Im Bereich ab 36 Monaten nähern sich die Ergebnisse der beiden Länder dagegen an. Für die langfristige Variation des 60-Monatszinses übertrifft das Ergebnis für die USA mit 26% das deutsche Ergebnis (23%) sogar leicht. Über alle Laufzeiten überwiegt der Einfluss der Inflationsrate für kurze Prognosehorizonte, während die Outputlücke einen größeren Teil der langfristigen Variation erklärt.

Faktoranalyse Die Analyse der extrahierten Zinsstrukturfaktoren im Rahmen multipler Regressionen liefert im US-Modell zum Teil recht deutliche Unterschiede zum deutschen Datensatz. Bezogen auf die Regressionen auf die Makrofaktoren (Regressionen I) sind die Hauptunterschiede entsprechend den zuvor ermittelten Korrelationswerten in den Regressionen von Slope- und Curvaturefaktor zu finden. Interessanterweise ist nämlich der Inflationsparameter in der Regressionsgleichung des Slopefaktors nahezu Null und dazu insignifikant. Dafür ist der Parameter der Outputlücke mit einem signifikanten Wert von 0,336 im Vergleich zur deutschen Regression mehr als dreimal so groß. Der Inflationsparameter in der Gleichung des Curvaturefaktors ist mit einem signifikanten Wert von 0,638 sehr stark ausgeprägt, während die Outputlücke hier keinen signifikanten Beitrag leistet. Der Levelfaktor zeigt eine noch größere Abhängigkeit von der Inflationsrate als in der deutschen Untersuchung (Parameterwert 0,863).

Anders als im deutschen Datensatz verändert sich der Levelfaktor durch Hinzunahme der Makrofaktoren deutlich, was an der unverändert hohen Abhängigkeit des Levelfaktors von der Inflationsrate in der zweiten Regression (Parameterwert 0,850) zu erkennen ist. Die Korrelation der Levelfaktoren im Zins- und Zinsmakromodell beträgt lediglich 0,77. Ein ähnliches Bild liefert die Regressionsgleichung des Curvaturefaktors, welche eine ebenfalls vergleichbare Abhängigkeit von der Inflationsrate (Parameterwert 0,668) aufzeigt. Die Korrelation mit dem Curvaturefaktor des Zinsmakromodells beträgt 0,69. Am wenigsten verändert sich der Slopefaktor, welcher zwar signifikante, aber im Vergleich geringe Abhängigkeiten von den Makrofaktoren aufweist. Die Korrelation mit dem Slopefaktor des Zinsmakromodells beträgt 0,94.

Es lässt sich festhalten, dass im US-Datensatz Niveau und Krümmung der Zinsstruktur mit Inflationsentwicklungen verknüpft sind, während die Steigung zu einem gewissen Teil von der Outputlücke determiniert wird.⁹⁵

3.6 Zusammenfassung und Diskussion

Ang und Piazzesi (2003) [AP] präsentieren ein affines Zinsstrukturmodell, aus dem Faktoren extrahiert werden können, welche wiederum Zinsniveau (Level), -steigung (Slope) und -krümmung (Curvature) beschreiben. Durch das Hinzufügen makroökonomischer Zustandsvariablen und deren geldpolitisch motivierte Berücksichtigung in der Short rate Gleichung des affinen Modells kann der makroökonomische Erklärungsgehalt für die Evolution der Zinsstruktur bemessen werden. Dabei wird der Einfluss der Zustandsvariablen mit steigender Laufzeit der Zinssätze unter der Bedingung der Arbitragefreiheit mehr und mehr durch faktorspezifische zeitvariable Risikoprämien determiniert. Für den Untersuchungszeitraum 1979-01 bis 1998-12 produziert der AP-Ansatz die folgenden Ergebnisse.

Die latenten Faktoren des reinen Zinsmodells zeigen wenig überraschend deutliche Korrelationen mit den im DRA-Ansatz gewonnenen Faktoren. Auch der empirische Zusammenhang mit den makroökonomischen Zeitreihen von Inflationsrate und Outputlücke stellt sich im AP-Ansatz heraus, so dass Niveau- und Steigungsfaktor weiterhin im Sinne von Fisher-Gleichung und Taylor-Regel mit den Inflationserwartungen (Level) und der Geldpolitik (Slope) assoziiert werden können. Nennenswerte Korrelationen im internationalen Vergleich mit den USA liegen über den gesamten Untersuchungszeitraum wiederum lediglich hinsichtlich des Zinsniveaus vor. In den letzten vier Jahren kommt es zudem zu dem bereits zuvor dokumentierten Gleichlauf der Steigungsfaktoren.

Im AP-Zinsmakromodell nehmen die zu Beginn der Schätzung fixierten Taylor-Regel Koeffizienten hinsichtlich des 1-Monatszinses die Werte 0,165 (Outputlücke) und 1,171 (Inflationsrate) ein, was im wesentlichen dem bei der Beschreibung des Datensatzes ermittelten Ergebnis für den Tagesgeldzins entspricht. Hinsichtlich der USA liegen die Koeffizienten mit 0,058 und 0,784 deutlich darunter. Angesichts der zentralen Bedeutung der Short rate in affinen Zinsstrukturmodellen ist der insgesamt größere Erklärungsgehalt der makroökonomischen Faktoren im deutschen Modell auf diesen deutlichen Unterschied zurück-

⁹⁵Die Ergebnisse stehen in deutlichem Widerspruch zur Untersuchung von Ang und Piazzesi (2003), S. 780, welche, wie zuvor erwähnt, einen qualitativ im wesentlichen unveränderten Levelfaktor im Zinsmakromodell und eine starke Abhängigkeit des Slopefaktors von der Inflationsrate ermitteln. Anzumerken ist wiederum, dass das Modell für die USA zwei alternative Gleichgewichte hervorbringt. Im zweiten, nicht dokumentierten, Gleichgewicht bestätigt sich das Ergebnis von Ang und Piazzesi (2003) und die Korrelation der Levelfaktoren zwischen Zins- und Zinsmakromodell beträgt 0,99, während der Slopefaktor sich angesichts einer Korrelation von nur 0,65 stark verändert zeigt.

zuföhren. Als Folge der Taylor-Regel Spezifikation verändert sich erwartungsgemäß der Zeitreihenverlauf des zuvor stark mit Inflationsrate und Outputlücke korrelierten latenten Steigungsfaktors erheblich, ein Ergebnis, welches sich im US-Datensatz nicht einstellt.⁹⁶ Wie weiter unten näher erläutert, ist die geldpolitische Analyse im AP-Ansatz aufgrund fehlender Feedback-Effekte erschwert. Innovationen in den makroökonomischen Variablen heben den kurzfristigen Zins im Umfang der Taylor-Regel Koeffizienten, wobei die kontemporäre Korrelation zwischen Outputlücke und Inflationsrate zu beachten ist. Die Zinssätze reagieren darauf entlang der Zinsstrukturkurve mit abnehmender Intensität. Aufgrund des höheren Inflationskoeffizienten in der Short rate ist die diesbezügliche Reaktion der Zinssätze größer. Hinsichtlich der Persistenz überwiegen dagegen Produktionsschocks. Im US-Modell sind sogar steigende Impulsantworten auf Innovationen in der Outputlücke zu beobachten.

Der makroökonomische Erklärungsbeitrag für die Variation der Zinssätze steigt mit dem Prognosehorizont und sinkt mit der Laufzeit der Zinssätze, wobei kurz- bis mittelfristig (1-12 Monate) die Inflationsrate und langfristig (60 Monate) die Outputlücke überwiegt. Vor dem Hintergrund der Taylor-Regel Spezifikation ist es dabei nicht verwunderlich, dass 80% der langfristigen Prognosefehlervarianz des 1-Monatszinses auf die makroökonomischen Größen zurückgeführt werden können. Für lange Laufzeiten nimmt dieser Anteil rapide ab. Im internationalen Vergleich mit den USA ist der Erklärungsgehalt von Outputlücke und Inflationsrate für Zinssätze kurzer Laufzeiten im deutschen Modell deutlich höher, nähert sich aber mit steigender Laufzeit dem Ergebnis für die USA an.

Der AP-Ansatz zeigt, wie makroökonomische Variablen in die Zustandsdynamik eines affinen Zinsstrukturmodells integriert werden können. Die Taylor-Regel Parameter des kurzfristigen Zinses werden dabei in einem ersten Schritt mittels linearer Regression ermittelt und fortan fixiert. Das (orthogonale) geldpolitische Residuum bildet sich dann aus der Summe der zuvor Zinsniveau, -steigung und -krümmung beschreibenden latenten Faktoren, welche unabhängig von den makroökonomischen Variablen modelliert werden. Ein solches Vorgehen hat hinsichtlich der Taylor-Regel zunächst den Nachteil, dass möglicherweise in den längerfristigen Zinssätzen enthaltene wichtige Informationen über die Systematik der Geldpolitik in der Schätzung nicht berücksichtigt werden.

Daran anschließend kann die postulierte Orthogonalität von latenten und makroökonomischen Variablen als zentrale Schwäche des AP-Modells angesehen werden.⁹⁷ Vor dem Hintergrund einer geldpolitischen Interpretation des Zusammenspiels von Makroökonomie und Zinsstruktur ist eine a-priori festgelegte Unabhängigkeit zunächst wenig zufriedenstellend, da keine Analyse wichtiger Feedback-Effekte möglich ist. Die Zentralbank steuert im AP-Modell das kurze Ende der Zinsstruktur in Reaktion auf makroökonomische Schwankungen ohne dadurch aber eine Wirkung auf die makroökonomischen Determinanten erzielen zu können. Eine Unabhängigkeit der Outputlücke und der Inflationsrate von Zinssätzen im Allgemeinen und dem Politikzins im Besonderen ist weder theoretisch noch empirisch fundiert. Zahlreiche Studien betonen daher auch die Wichtigkeit einer interdependenten Modellierung der beiden Variablengruppen.⁹⁸ Das zuvor vorgestellte DRA-Modell hat diesbezüglich gezeigt, dass wichtige bidirektionale Zusammenhänge zwischen Zinsstruktur und makroökonomischer Dynamik bestehen, wobei der makroökonomische Erklärungsgehalt

⁹⁶Im US-Modell produziert der Schätzansatz zwei alternative Lösungen, weshalb die Ergebnisse unter Vorbehalt betrachtet werden müssen (siehe unten).

⁹⁷Es ist zu erwähnen, dass Ang und Piazzesi (2003) mehrfach selbst auf diese Schwachstelle hinweisen.

⁹⁸Vgl. Pericoli und Taboga (2008), S. 1472. Die Autoren verweisen auf die Arbeiten von Rudebusch et al. (2006) und Diebold et al. (2006), welche dem DRA-Ansatz zugrunde liegt.

für Zinssätze stärker ist als umgekehrt.⁹⁹ Diebold et al. (2006) präsentieren in diesem Zusammenhang formale statistische Evidenz, welche für eine Interaktion latenter und makroökonomischer Variablen spricht.¹⁰⁰ Vor diesem Hintergrund kann das AP-Modell in der vorliegenden Analyse als Zwischenschritt zur konzeptionellen Einführung der Arbitragefreiheit und ihrer Umsetzung in affinen Zinsstrukturmodellen verstanden werden. Der im Anschluss vorgestellte Ansatz von Rudebusch und Wu (2008) kombiniert ein solches affines Modell mit strukturellen Beziehungen zwischen latenten und makroökonomischen Variablen und bietet somit von allen präsentierten Ansätzen die größte strukturelle Komplexität.

Der AP-Ansatz ist abschließend nicht frei von Schätzproblemen. Trotz der durch die Orthogonalisierung der latenten und makroökonomischen Variablen erreichten Reduzierung der zu schätzenden Parameter sowie der restriktiven a-priori Verteilungsannahmen (siehe Anhang A.2) generiert das Zinsmakromodell für den US-Datensatz zwei alternative Lösungen, welche sich in Teilen erheblich voneinander unterscheiden. So weichen insbesondere die den makroökonomischen Variablen zugeordneten Marktpreise des Risikos deutlich voneinander ab, weshalb diesbezüglich sehr unterschiedliche Effekte auf die Zinsstruktur zu beobachten sind.¹⁰¹ Vor diesem Hintergrund sind die Ergebnisse des US-Modells im Hinblick auf eine mögliche Fehlspezifikation unter Vorbehalt zu betrachten.

⁹⁹Es ist zu beachten, dass im DRA-Ansatz der Politikzins zu den makroökonomischen Variablen gehört.

¹⁰⁰Vgl. Diebold et al. (2006), S. 328. Die Autoren verwenden hierzu Wald- und Likelihood Ratio Tests.

¹⁰¹Ang und Piazzesi (2003), S. 763, weisen selbst darauf hin, dass die Likelihood bezüglich der Marktpreise des Risikos außerordentlich flach ist.

Kapitel 4

Strukturelle Integration in die Zinsdynamik

Rudebusch und Wu (2008) [RW] schlagen einen integrierten Ansatz zur Analyse der gemeinsamen Dynamik von Makroökonomie und Zinsstruktur vor. Dabei werden die latenten Faktoren eines affinen Zinsstrukturmodells gemäß der bisherigen Evidenzen explizit geldpolitisch interpretiert. Der das Zinsniveau beschreibende Faktor wird dabei als implizites Inflationsziel der Zentralbank verstanden, während der Steigungsfaktor mit der Systematik der Geldpolitik verknüpft wird. Das Bewegungsgesetz der makroökonomischen Größen ist im RW-Ansatz strukturell durch die Ergebnisse der Neu-Keynesianischen Theorie fundiert. Die strukturellen Gleichungen des Modells lassen sich aber in ein vektorautoregressives System in reduzierter Form überführen, welches in Kombination mit der affinen Zinsstrukturdynamik wiederum ein State Space Modell bildet, mit dessen Hilfe das Zusammenspiel von Makroökonomie und Zinssätzen analysiert werden kann. Der RW-Ansatz bietet neben der Arbitragefreiheit und den einleitend genannten Vorteilen eines Faktormodells eine theoretische Fundierung der makroökonomischen Dynamik, welche eine strukturelle Identifikation volkswirtschaftlicher Schocks ermöglicht. Wie in den vorangegangenen Kapiteln werden nach einer Erläuterung der modelltheoretischen Grundlagen zunächst die auf Basis des deutschen Datensatzes gewonnenen Ergebnisse der Parameterschätzung präsentiert und anhand von Impulsantworten und Varianzzerlegung analysiert. Nachdem die Ergebnisse im Anschluss mit denen für die US-amerikanische Volkswirtschaft verglichen werden erfolgen abschließend Zusammenfassung und Diskussion.

4.1 Strukturelle Annahmen

Der Neu-Keynesianische Modellrahmen zur Beschreibung der makroökonomischen Dynamik besteht aus einer Phillipskurve für die Inflationsrate und einer IS-Kurve für die Outputlücke.¹⁰² Hierbei handelt es sich, anders als in einfachen VAR-Systemen, um Aggregatbeschreibungen, deren Grundlage in dynamischen allgemeinen Gleichgewichtsmodellen mit nominalen Rigiditäten liegt. Die beiden Größen werden dabei sowohl von voraus- als auch von zurückschauenden Elementen determiniert.

¹⁰²Vgl. hierzu und zum Folgenden: Rudebusch und Wu (2008), S. 912 f.

Die Phillipskurve hat die folgende Gestalt:

$$\pi_t = \mu_\pi E_t \pi_{t+1} + (1 - \mu_\pi) \pi_{t-1} + \alpha_g g_t + \epsilon_{\pi,t}.$$

Darin bezeichnet $E_t \pi_{t+1}$ die rationalen Erwartungen der privaten Akteure über die Inflationsrate der Folgeperiode basierend auf der zum Zeitpunkt t verfügbaren Informationsmenge. Die Inflationsrate hängt demnach ab von der zurückliegenden Inflation, Erwartungen über die zukünftige Inflation sowie der aktuellen Outputentwicklung und einem idiosynkratischen Schock.

Die Outputlücke wird bestimmt durch die verzögerte Outputlücke, die erwartete Outputentwicklung, sowie den ex-ante Realzins und einen Outputschock. Die entsprechende intertemporale Euler-Gleichung lautet:

$$g_t = \mu_g E_t g_{t+1} + (1 - \mu_g) g_{t-1} - \beta_r (r_t - E_t \pi_{t+1}) + \epsilon_{g,t}.$$

$E_t g_{t+1}$ bezeichnet wiederum die rationalen Erwartungen über den zukünftigen Output.

Vor dem Hintergrund einer empirischen Implementierung mit Monatsdaten und unter expliziter Einbeziehung der Informationen in der Zinsstruktur kann das Modell, wie nachfolgend beschrieben, umformuliert werden. Basierend auf der theoretischen Verknüpfung von Zinsniveau und Inflationserwartungen im Sinne der Fisher-Gleichung sowie den bisher ermittelten empirischen Evidenzen zur Korrelation von Zinsniveau und Inflationsrate lässt sich argumentieren, dass der Levelfaktor in Zinsstrukturmodellen Inflationserwartungen approximiert. Folgerichtig interpretieren Rudebusch und Wu (2008) den Levelfaktor L_t als das von den privaten Akteuren wahrgenommene implizite Inflationsziel der Zentralbank, wodurch die Erwartungswertterme in den Gleichungen durch den Levelfaktor ersetzt werden können.¹⁰³ Die Verwendung von Monatsdaten macht zudem eine Änderung der Lead- und Lagstruktur erforderlich. Da solche Modelle in der Regel mit Quartals- oder gar Jahresdaten geschätzt werden, bedingt eine monatliche Formulierung längere Leads und Lags. Zur Begründung können beispielsweise hinsichtlich der Inflationsrate institutionelle Aspekte der Preissetzung angeführt werden, welche einen monatlichen Horizont übersteigen.

Die Neuformulierung der Phillipskurve lautet:

$$\pi_t = \mu_\pi L_t + (1 - \mu_\pi)(\alpha_{\pi 1} \pi_{t-1} + \alpha_{\pi 2} \pi_{t-2}) + \alpha_g g_{t-1} + \epsilon_{\pi,t}. \quad (4.1)$$

Die Gleichung enthält eine zusätzliche Verzögerung der Inflationsrate. Als weitere Änderung tritt g_{t-1} an die Stelle der aktuellen Outputlücke, um Anpassungskosten und Informationsunvollkommenheiten Rechnung zu tragen.¹⁰⁴ Der Levelfaktor L_t spiegelt als mittelfristiges Inflationsziel die Inflationserwartungen der Privaten wider.

Für die Outputlücke gilt die folgende Bestimmungsgleichung:

$$g_t = \beta_{g1} g_{t-1} + \beta_{g2} g_{t-2} - \beta_r (r_{t-1} - L_{t-1}) + \epsilon_{g,t}. \quad (4.2)$$

Die Formulierung verzichtet auf einen Term zur Berücksichtigung der Outputerwartung

¹⁰³Vgl. hierzu und zum Folgenden: Rudebusch und Wu (2008), S. 911 f. Die Autoren verweisen in diesem Zusammenhang auf die empirischen Arbeiten von Barr und Campbell (1997) und Gürkaynak et al. (2005), welche für Großbritannien und die USA ermitteln, dass ein Großteil der Variation langfristiger Zinssätze auf die Entwicklung der Inflationserwartungen zurückzuführen ist.

¹⁰⁴Vgl. Rudebusch und Wu (2008), S. 913.

und integriert stattdessen eine zweite Verzögerung der Outputlücke.¹⁰⁵ Der ex-ante Realzins wird nun mit Hilfe des impliziten Inflationsziels gebildet, wobei auf den verzögerten Realzins abgestellt wird, um der Tatsache Rechnung zu tragen, dass die Zinssätze in den Daten am Monatsende gemessen werden.

Das Bewegungsgesetz des als Inflationsziel interpretierten Levelfaktors lautet:¹⁰⁶

$$L_t = \rho_L L_{t-1} + (1 - \rho_L) \pi_t + \epsilon_{L,t}. \quad (4.3)$$

Die Inflationserwartungen werden demnach gebildet als gewichteter Durchschnitt aus den Inflationserwartungen der Vorperiode und der aktuellen Inflationsrate, korrigiert um einen unsystematischen Schock.

Die bisherigen Ergebnisse haben deutlich gemacht, dass der Slopefaktor in Zinsstrukturmodellen eng mit der zyklischen Komponente der Geldpolitik verknüpft ist. Die Zentralbank steuert das kurze im Vergleich zum langen Ende der Zinsstruktur in Abhängigkeit von aktuellen Output- und Inflationsentwicklungen über das geldpolitische Instrument. Vor dem Hintergrund dieser Überlegung formulieren Rudebusch und Wu (2008) in Anlehnung an eine Taylor-Regel die folgende Spezifikation für den Slopefaktor S_t :

$$S_t = \rho_S S_{t-1} + (1 - \rho_S) [\gamma_g g_t + \gamma_\pi (\pi_t - L_t)] + \epsilon_{S,t}. \quad (4.4)$$

Geldpolitische Indikatoren sind dabei die aktuelle Outputlücke sowie die Abweichung der aktuellen Inflationsrate vom Inflationsziel der Zentralbank $\pi_t - L_t$. Die Koeffizienten γ_g und γ_π bemessen die Stärke der geldpolitischen Reaktion auf Veränderungen in den makroökonomischen Größen. Der Parameter ρ_S bestimmt den Grad an Zinsglättung bei der Anpassung an das neue Optimum.¹⁰⁷ $\epsilon_{S,t}$ bezieht einen geldpolitischen Schock.

Alle Zustandsvariablen des Modells sind mittelwertbereinigt, weshalb die voranstehenden Gleichungen auf konstante Terme verzichten. Die Zinssätze werden abschließend wie im Modell von Ang und Piazzesi (2003) unter der Bedingung der Arbitragefreiheit in einem affinen Modell gemäß Abschnitt 3.1 ermittelt. Während Rudebusch und Wu (2008) auch die Zinssätze mittelwertbereinigen und sich auf die zeitliche Variation der Zinssätze beschränken, wird im folgenden die volle Spezifikation mit konstanten und zeitvariablen Risikoprämien verwendet. In der Risikobewertung werden darüber hinaus alle vier strukturellen Schocks in ϵ_t berücksichtigt, während in der Spezifikation von Rudebusch und Wu (2008) nur die latenten Faktoren mit Risikopreisen versehen werden.¹⁰⁸

Die Short rate ist abweichend von Gleichung (3.2) wie folgt definiert:

$$r_t = \delta_0 + L_t + S_t. \quad (4.5)$$

¹⁰⁵ Hiermit weicht die vorliegende Untersuchung von der Spezifikation in Rudebusch und Wu (2008) ab, welche die Outputerwartung explizit einbeziehen. Als Gründe lassen sich anführen, dass durch den Verzicht eine erhebliche Vereinfachung der Schätzung erreicht werden kann und zudem ein solch vorausschauendes Verhalten eine untergeordnete Rolle zu spielen scheint. Rudebusch und Wu (2008), S. 917, ermitteln für die USA einen insignifikanten Parameterwert von gerade einmal 0,01.

¹⁰⁶ Vgl. hierzu und zum Folgenden: Rudebusch und Wu (2008), 911 f.

¹⁰⁷ An anderer Stelle wurde bereits auf die Diskussion zur Zinsglättung eingegangen (siehe Fußnote 42). Rudebusch und Wu (2008), S. 911, verwenden in ihrem Modell zusätzlich zum Zinsglättungsparameter ρ_S autokorrelierte Residuen, wodurch geklärt werden soll, worauf genau die Trägheit des Politikinstrumentes zurückzuführen ist, ein Zinsglättungsmotiv oder aber spezielle Faktoren, die durch eine einfachen Reaktionsfunktion nicht dargestellt werden und sich folglich in den Residuen niederschlagen. In der vorliegenden Untersuchung wird zur Vereinfachung auf diese Unterscheidung verzichtet.

¹⁰⁸ Vgl. Rudebusch und Wu (2008), S. 914. In deren Modell beeinflussen die makroökonomischen Schocks $\epsilon_{\pi,t}$ und $\epsilon_{g,t}$ die Risikopreise nur indirekt, nämlich über ihre Wirkung auf Inflationsrate und Outputlücke, welche wiederum auf die latenten Faktoren wirken.

Der kurzfristige Zins hängt demnach mit Faktorladungen in Höhe von Eins nur von den latenten Faktoren ab. Der Einfluss der Inflationsrate und der Outputlücke auf die Short rate erwächst aus deren Einfluss auf das implizite Inflationsziel (L_t) und den geldpolitischen Faktor (S_t). Gleichung (4.5) kann im erweiterten Sinne als klassische Reaktionsfunktion verstanden werden. In Abwesenheit von Abweichungen von den Zielwerten für Inflation und Output ergibt sich der kurzfristige Zins aus der Summe $\delta_0 + L_t$, dem gewünschten Nominalzins. Unter der Annahme, dass L_t die Inflationserwartungen widerspiegelt, bemisst δ_0 folglich den gewünschten Realzins. Die (anti-)zyklische Reaktion der Zentralbank erwächst aus dem geldpolitischen Faktor S_t .¹⁰⁹

4.2 Modellstruktur und State Space Formulierung

Das strukturelle Modell in den Gleichungen (4.1–4.4) lässt sich in Matrixnotation wie folgt darstellen:¹¹⁰

$$\Gamma_0 X_t = \Gamma_1 X_{t-1} + \Psi \Omega \epsilon_t, \quad (4.6)$$

mit $\epsilon_t = (\epsilon_{\pi,t}, \epsilon_{g,t}, \epsilon_{L,t}, \epsilon_{S,t})' \sim \text{IID } N(0, I)$. Ω ist diagonal und enthält die Standardabweichungen der strukturellen Schocks. Der Vektor der Zustandsvariablen ist definiert als $X_t = (\pi_t, \pi_{t-1}, g_t, g_{t-1}, L_t, S_t)'$. Die Matrizen Ψ , Γ_0 und Γ_1 haben die folgende Gestalt:

$$\Psi = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}, \Gamma_0 = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & -\mu_\pi & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ -(1-\rho_L) & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ -(1-\rho_S)\gamma_\pi & 0 & -(1-\rho_S)\gamma_g & 0 & (1-\rho_S)\gamma_\pi & 1 \end{pmatrix},$$

$$\Gamma_1 = \begin{pmatrix} (1-\mu_\pi)\alpha_{\pi 1} & (1-\mu_\pi)\alpha_{\pi 2} & \alpha_g & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \beta_{g1} & \beta_{g2} & 0 & -\beta_r \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \rho_L & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \rho_S \end{pmatrix}.$$

Die Notation beruht auf dem Ergebnis, dass unter Berücksichtigung der Definition der Short rate in Gleichung (4.5) der Slopefaktor als Differenz aus der mittelwertbereinigten Short rate und dem Levelfaktor dargestellt werden kann: $S_t = (r_t - \delta_0) - L_t$. Hierdurch kann der Term $(r_{t-1} - L_{t-1})$ in der Outputgleichung (4.2) durch den verzögerten Slopefaktor S_{t-1} ersetzt werden.

Multiplikation mit der Inversen von Γ_0 überführt Gleichung (4.6) in die reduzierte Form:

$$X_t = \Phi X_{t-1} + \Sigma \epsilon_t, \quad (4.7)$$

¹⁰⁹Unter Berücksichtigung der Doppelrolle des Levelfaktors als Inflationsziel und private Inflationserwartung sowie der Definition des Slopefaktors in (4.4) entspricht die Bestimmungsgleichung des kurzfristigen Zinses im Wesentlichen der in Clarida und Gertler (1997), S. 392 f., aufgestellten Reaktionsfunktion.

¹¹⁰Vgl. hierzu und zum Folgenden: Rudebusch und Wu (2004), S. 26 f., wobei die Unterschiede zwischen der vorliegenden Untersuchung und den Strukturgleichungen in Rudebusch und Wu (2008) zu beachten sind. In der Spezifikation von Rudebusch und Wu (2008) muss aufgrund des vorausschauenden Verhaltens der Outputlücke der Algorithmus von Sims (2001) verwendet werden, um das Modell in die reduzierte Form zu überführen.

mit $\Phi = \Gamma_0^{-1}\Gamma_1$ und $\Sigma = \Gamma_0^{-1}\Psi\Omega$. Dies ist zugleich die Zustandsgleichung des Systems, welche ausgeschrieben die folgende Gestalt hat:

$$\begin{pmatrix} \pi_t \\ \pi_{t-1} \\ g_t \\ g_{t-1} \\ L_t \\ S_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \Phi_{11} & \Phi_{12} & \Phi_{13} & 0 & \Phi_{15} & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \Phi_{33} & \Phi_{34} & 0 & \Phi_{36} \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ \Phi_{51} & \Phi_{52} & \Phi_{53} & 0 & \Phi_{55} & 0 \\ \Phi_{61} & \Phi_{62} & \Phi_{63} & \Phi_{64} & \Phi_{65} & \Phi_{66} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \pi_{t-1} \\ \pi_{t-2} \\ g_{t-1} \\ g_{t-2} \\ L_{t-1} \\ S_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \Sigma_{11} & 0 & \Sigma_{13} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \Sigma_{32} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \\ \Sigma_{51} & 0 & \Sigma_{53} & 0 \\ \Sigma_{61} & \Sigma_{62} & \Sigma_{63} & \Sigma_{64} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \epsilon_{\pi,t} \\ \epsilon_{g,t} \\ \epsilon_{L,t} \\ \epsilon_{S,t} \end{pmatrix}. \quad (4.8)$$

Die Beobachtungsgleichung lautet:¹¹¹

$$\begin{pmatrix} \tilde{y}_t(1) \\ \tilde{y}_t(\tau_2) \\ \vdots \\ \tilde{y}_t(\tau_N) \\ \pi_t \\ g_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \delta_0 \\ A_{\tau_2} \\ \vdots \\ A_{\tau_N} \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 1 \\ B_{\tau_2,\pi 1} & B_{\tau_2,\pi 2} & B_{\tau_2,g 1} & B_{\tau_2,g 2} & B_{\tau_2,L} & B_{\tau_2,S} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ B_{\tau_N,\pi 1} & B_{\tau_N,\pi 2} & B_{\tau_N,g 1} & B_{\tau_N,g 2} & B_{\tau_N,L} & B_{\tau_N,S} \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \pi_t \\ \pi_{t-1} \\ g_t \\ g_{t-1} \\ L_t \\ S_t \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} u_t(1) \\ u_t(\tau_2) \\ \vdots \\ u_t(\tau_N) \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \quad (4.9)$$

mit untereinander unkorrelierten Residuen $u_t(\tau) \sim \text{IID } N(0, \sigma_\tau^2)$. Dabei bezeichnet τ die Teilmenge der in der Schätzung verwendeten Laufzeiten. Die laufzeitspezifischen Koeffizienten A und B sind über die Differenzengleichungen in (3.9) unter Berücksichtigung der Faktorladungen der Short rate ($\delta_1 = (0, 0, 0, 0, 1, 1)'$) definiert. Gleichungen (4.8) und (4.9) bilden den Zustandsraum des RW Modells ab, welcher in kompakter Schreibweise wiederum gemäß den Gleichungen (3.29)–(3.30) formuliert werden kann.

4.3 Ergebnisse der Parameterschätzung

Das Modell wird mit Hilfe des in Anhang A beschriebenen MCMC-Algorithmus geschätzt. Wie im AP-Ansatz wird die Gesamtzahl an Iterationen auf 2 Mio. gesetzt. Die Burn-In Phase beläuft sich auf 200.000 Iterationen. Aus dem anschließend generierten Sample von 1,8 Mio. Iterationen wird jeder 50. Wert behalten, um die Autokorrelation der Züge zu verringern. Für die Schätzung werden neben den makroökonomischen Variablen Outputlücke und Inflationsrate Zinssätze für Laufzeiten von 1, 3, 12, 36 und 60 Monaten verwendet. Die Zinssätze werden dabei zum Monatsende gemessen. Da alle Faktoren mittelwertbereinigt sind, wird der Parameter δ_0 wiederum auf Höhe des Stichprobenmittelwerts des 1-Monatszinses gesetzt.

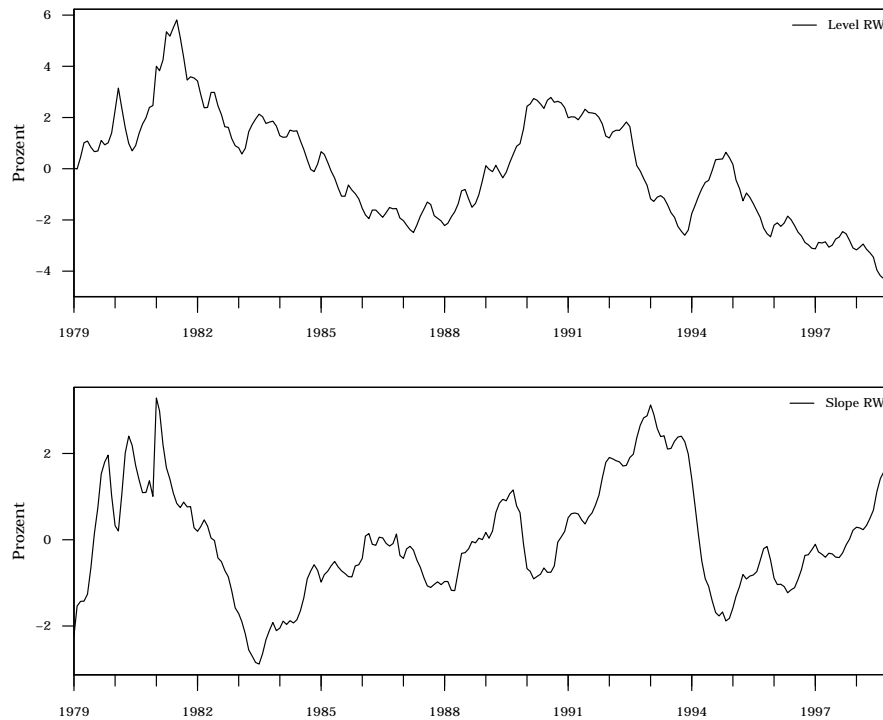
Tabelle 4.1 beinhaltet deskriptive Statistik zu den extrahierten Faktoren für das implizite Inflationsziel (L , Level) und die Reaktionsfunktion (S , Slope) der Zentralbank. Deren Zeitreihenverlauf im Untersuchungszeitraum ist in Abbildung 4.1 dargestellt. Beide Faktoren sind stark autokorreliert, wobei der Levelfaktor wie schon im AP-Ansatz die größere Persistenz aufweist. Interessanterweise ist die Standardabweichung des Levelfaktors anders als in den anderen beiden Ansätzen größer als die des Slopefaktors. Hinsichtlich der weiteren Momente sind beide Verteilungen bei negativem Exzess leicht rechtsschief. Vor dem Hintergrund der modellspezifischen Assoziation des Levelfaktors mit dem impliziten

¹¹¹Die Zinssätze in den Daten werden wie zuvor mit \tilde{y} bezeichnet. Die makroökonomischen Größen werden weiterhin ohne Messfehler beobachtet.

Tabelle 4.1 Deskriptive Statistik: Latente Faktoren im RW-Ansatz

	Mittelwert	St.-Abw.	Schiefe	Kurtosis	Min.	Max.	AK1	AK2	AK3
L	0,00	2,13	0,22	2,43	-4,58	5,81	0,98	0,95	0,91
S	0,00	1,31	0,33	2,61	-2,88	3,29	0,96	0,91	0,84

Zentrale Momente und Autokorrelationen der im RW-Ansatz extrahierten latenten Faktoren Level (L) und Slope (S). Die Angabe der Autokorrelationen (AK) beziehen sich auf die Lags 1–3. Die Faktoren sind mittelwertbereinigt, annualisiert und in Prozentpunkten ausgedrückt. Der Untersuchungszeitraum ist 1979-01 bis 1998-12.

**Abbildung 4.1** Latente Faktoren im RW-Ansatz

Zeitreihenverlauf der latenten Faktoren Level (L) und Slope (S) im RW-Ansatz. Die Faktoren sind mittelwertbereinigt und annualisiert. Der Untersuchungszeitraum ist 1979-01 bis 1998-12.

Inflationsziel der Zentralbank zeigt sich in den 1980er Jahren ein abnehmender Verlauf der privaten Inflationserwartungen gefolgt von dem bereits im DRA-Ansatz dokumentierten starken Anstieg zu Beginn der 1990er Jahre, welcher zeitlich mit der Deutschen Wiedervereinigung sowie Spannungen im Europäischen Währungssystem (EWS) zusammenfällt.¹¹² Der Verlauf des Slopefaktors dokumentiert wiederum die restriktive geldpolitische Ausrichtung der Bundesbank in dieser Phase der hohen Kapazitätsauslastung.

Die Ergebnisse der Parameterschätzung sind in Tabelle 4.2 zu finden. Die extrahierten Faktoren weisen hinsichtlich der Standardabweichung der strukturellen Schocks (Ω) eine vergleichbar geringe Volatilität auf. Die beiden Makrofaktoren zeigen diesbezüglich die zu erwartenden deutlichen Unterschiede. Während die Standardabweichung der strukturellen Inflationsschocks angesichts einer Höhe von (in Basispunkten pro Monat) 0,026 recht ge-

¹¹² Abschnitt 6.6 interpretiert in diesem Zusammenhang den Verlauf der aus der Zinsstruktur gewonnenen Inflationserwartungen vor dem Hintergrund solch wichtiger nationaler und internationaler Entwicklungen.

Tabelle 4.2 Ergebnisse der Parameterschätzung im RW-Ansatz

	$\Omega_{\epsilon(i)}$	Strukturelle Parameter							
π_t	0,026 (0,001)	μ_π	0,025 (0,014)	α_g	0,010 (0,005)	$\alpha_{\pi 1}$	1,117 (0,032)	$\alpha_{\pi 2}$	-0,143 (0,030)
g_t	0,122 (0,006)			β_r	0,111 (0,059)	β_{g1}	0,910 (0,027)	β_{g2}	0,051 (0,021)
L_t	0,032 (0,002)							ρ_L	0,968 (0,016)
S_t	0,031 (0,002)			ρ_S	0,912 (0,021)	γ_g	0,281 (0,055)	γ_π	1,089 (0,097)
λ_1									
	λ_0	π_t	g_t	L_t	S_t				
$\lambda_t(\pi)$	2,455 (0,524)	909,8 (134,5)	-142,9 (31,1)	-109,6 (58,6)	13,4 (25,0)				
$\lambda_t(g)$	-0,505 (0,111)	1,1 (5,3)	9,5 (22,2)	-1,7 (5,3)	-8,3 (48,7)				
$\lambda_t(L)$	-0,203 (0,060)	56,1 (47,1)	15,3 (5,5)	-62,9 (50,7)	57,9 (15,9)				
$\lambda_t(S)$	-0,241 (0,093)	69,6 (58,7)	69,5 (23,2)	-248,7 (63,8)	-39,1 (67,9)				

Standardfehler befinden sich in Klammern. Signifikante Schätzergebnisse sind fett markiert. Das Signifikanzniveau beträgt 5%. Alle Größen sind pro Monat ausgewiesen. Der obere Abschnitt zeigt die Parameter des strukturellen Modells, der untere die Marktpreise des Risikos (λ). Die Standardabweichungen der strukturellen Schocks $\Omega_{\epsilon(i)}$ sind in Basispunkten gemessen. Das strukturelle Modell ist durch die Gleichungen (4.1)–(4.4) gegeben. Der Untersuchungszeitraum ist 1979-01 bis 1998-12.

ring ist, deutet die Standardabweichung der Outputschocks mit (in Basispunkten) 0,122 auf eine starke Volatilität hin.

Die Dynamik der Inflationsrate weist angesichts eines Parameterwertes von $\mu_\pi = 0,025$ ein gewisses Maß an vorausschauendem Verhalten auf.¹¹³ Auf Quartalsebene ergibt sich ein Parameterwert von immerhin 0,075. Die Outputlücke zeigt angesichts eines Parameterwertes von $\beta_r = 0,111$ eine deutliche Abhängigkeit vom ex-ante Realzins, welcher definiert ist als Differenz aus dem (mittelwertbereinigten) kurzfristigen Zins und dem als Inflationserwartung interpretierten Levelfaktor.¹¹⁴

Das implizite Inflationsziel der Zentralbank L_t weist eine hohe Persistenz auf. Der Autokorrelationsparameter ρ_L hat einen Wert von 0,968, was auf eine zwar kleine, aber signifikante Gewichtung der tatsächlichen Inflationsrate schließen lässt. Die Reaktionsfunktion

¹¹³Der Parameter ist allerdings nur bei einem Signifikanzniveau von 10% signifikant. Darüber hinaus fällt er im Vergleich zu ähnlichen Untersuchungen recht gering aus. Rudebusch und Wu (2008), S. 917, ermitteln für die USA einen Wert in Höhe von 0,074. Im Modell von Hordahl et al. (2006), S. 417, nimmt der Parameter für Deutschland einen Wert von 0,132 an, wobei zu beachten ist, dass die Autoren die Inflationserwartungen nicht mit dem Levelfaktor approximieren. Hinsichtlich des Unterschiedes zur Untersuchung von Rudebusch und Wu (2008) muss darauf hingewiesen werden, dass die Autoren abweichend zur vorliegenden Untersuchung die Inflationsrate bezogen auf den Vormonat und nicht den Vorjahresmonat bilden. Versuche mit einer entsprechenden Zeitreihe ergeben auch im vorliegenden Fall deutlich erhöhte Abhängigkeiten der Inflationsrate von Levelfaktor und verzögerter Outputlücke.

¹¹⁴Der Parameter ist wiederum nur bei einem Signifikanzniveau von 10% signifikant.

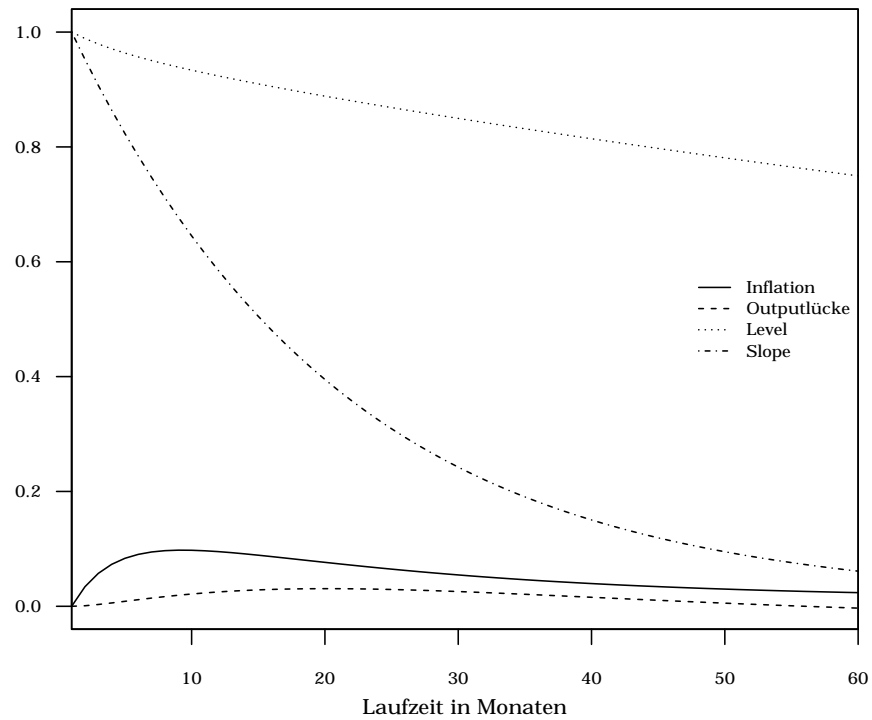


Abbildung 4.2 Faktorladungen im RW-Ansatz

Faktorladungen der latenten Faktoren Level (L) und Slope (S) sowie der Makrofaktoren Outputlücke (g) und Inflationsrate (π) im RW-Ansatz. Sie entsprechen den laufzeitspezifischen B -Koeffizienten in Gleichung (3.11). Der Untersuchungszeitraum ist 1979-01 bis 1998-12.

der Zentralbank S_t zeigt ein erhebliches Maß an Zinsglättung, wobei diese angesichts eines Parameterwertes von $\rho_S = 0,912$ auf Monatsbasis kleiner als in der Literatur zumeist dokumentiert ausfällt.¹¹⁵ Die Schätzwerte für die Reaktionskoeffizienten auf Output- und Inflationslücke bestätigen die Interpretation des Slopefaktors als geldpolitische Reaktionsfunktion. Die (signifikanten) Parameterwerte betragen $\gamma_g = 0,281$ und $\gamma_\pi = 1,089$.¹¹⁶

Das Modell weist zahlreiche signifikante Marktpreise des Risikos aus. So sind hinsichtlich der konstanten Marktpreise des Risikos λ_0 alle Parameter signifikant. Negative Parameter in λ_0 bedeuten wiederum, dass langfristige Zinssätze im Mittel über den kurzfristigen liegen. Die Mehrzahl der negativen Einträge stimmen mit der im Untersuchungszeitraum steigenden Zinsstrukturkurve (Abbildung 1.1) überein. Der diesbezüglich überaus große positive Inflationseintrag ändert daran nichts, da die beiden latenten Faktoren gemäß den Short rate Ladungen hier eine größere Rolle spielen (Gleichungen 3.9). Hinsichtlich der zeitvariablen Marktpreise des Risikos λ_1 liegen sechs signifikante Einträge vor. Der Marktpreis des Inflationsrisikos lädt signifikant positiv von der Inflationsrate selbst und signifikant negativ von der Outputlücke. Für das Inflationsziel liegen hier signifikant positive Einträge bezüglich der Outputlücke und des geldpolitischen Faktors vor. Dessen zeitvariable Risikoprämien wiederum hängen signifikant positiv von der Outputlücke und signifikant negativ vom Inflationsziel ab. Bezüglich der Matrix λ_1 ist die Wirkung eines Faktors im längerfristigen Laufzeitbereich umso größer, je negativer der entsprechende Eintrag auf

¹¹⁵Hördahl et al. (2006), S. 417, ermitteln für Deutschland bspw. einen Wert von 0,976.

¹¹⁶Die Ergebnisse korrespondieren mit der Untersuchung von Clarida et al. (1998), S. 1045, welche für die Bundesbank im Zeitraum 1979-03 bis 1993-12 Reaktionskoeffizienten von $\gamma_g = 0,25$ und $\gamma_\pi = 1,31$ ermitteln.

Tabelle 4.3 Eigenschaften der geschätzten Residuen im RW-Ansatz

Laufzeit	Mittelwert	St.-Abw.
1	0,000	23,349
3	5,557	20,582
12	-3,737	22,895
36	1,038	16,669
60	-0,409	17,241

Mittelwerte und Standardabweichungen der annualisierten Residuen (u) im RW-Ansatz. Alle Größen sind in Basispunkten ausgewiesen. Der Untersuchungszeitraum ist 1979-01 bis 1998-12.

der Hauptdiagonalen ist. Der stark positive Eintrag der Inflationsrate bedeutet, dass deren Wirkung auf langfristige Zinssätze unter dem risikoneutralen Wahrscheinlichkeitsmaß kleiner ist als unter dem datenerzeugenden (Gleichungen 3.23). Unter dem datenerzeugenden Maß liegen demnach negative Risikoprämien vor, die dafür sorgen, dass Inflationschocks einen geringeren Effekt im längerfristigen Bereich ausüben als vom Durchschnitt der erwarteten Kurzfristzinsen angezeigt. Anders herum verhält es sich mit dem Inflationsziel und dem geldpolitischen Faktor, deren negative λ_1 -Diagonaleinträge auf positive Risikoprämien schließen lassen.¹¹⁷

Abbildung 4.2 zeigt die Faktorladungen des Modells (B_n) über das verwendete Laufzeitspektrum. Diese hängen neben den Short rate Parametern δ_1 und dem Bewegungsgesetz Φ insbesondere von den zeitvariablen Marktpreisen des Risikos λ_1 ab. Das Inflationsziel (Level) wirkt erwartungsgemäß über die gesamte Laufzeitstruktur während die Faktorladung des Slopefaktors mit steigender Laufzeit rasch abnimmt. Der abweichende Verlauf der beiden Faktorladungen ist auf die geringere Autokorrelation des geldpolitischen Faktors (Slope) und die unterschiedlichen λ_1 -Einträge zurückzuführen, welche höhere Risikoprämien für das Inflationsziel bedeuten. Für den 60-Monatszins liegt der Effekt einer Veränderungen der beiden Faktoren in Höhe von Eins bei 0,75 (Inflationsziel) und 0,06 (Geldpolitik). Die Ladung der Inflationsrate hat einen leicht buckelförmigen Verlauf. Die Inflationsrate entfaltet dabei ihre maximale Wirkung im Laufzeitspektrum bis 12 Monate (0,10). Der stark positive λ_1 -Diagonaleintrag dämpft den langfristigen Effekt der Inflationsrate dabei gegenüber dem Durchschnitt der erwarteten Kurzfristzinsen deutlich.¹¹⁸ Die Ladung der Outputlücke ist wesentlich geringer (maximal 0,02 nach 12 Monaten), wobei deren höhere residuale Standardabweichung zu beachten ist. Darüber hinaus ist darauf hinzuweisen, dass Abbildung 4.2 die Faktorladungen unter Vernachlässigung der kontemporären Korrelationen zeigt. Die unmittelbare Wirkung eines Anstiegs der Inflationsrate auf den Slopefaktor wird beispielsweise nicht berücksichtigt, weshalb der tatsächliche Effekt entlang der Laufzeitstruktur größer ist als von der Faktorladung dargestellt.

Abbildung 4.3 vergleicht die Zinssätze des Modells mit den tatsächlichen Zinssätzen im Datensatz. Mittelwerte und Standardabweichungen der geschätzten Residuen sind in Tabelle 4.3 zusammengefasst. Die Abbildungsgenauigkeit ist wiederum am langen Laufzeitende et-

¹¹⁷Der genaue Effekt der einzelnen Faktoren auf die Risikoprämien hängt auch von den nichtdiagonalen Elementen in λ_1 ab, deren Interpretation aufgrund der kontemporären Korrelationen der Faktoren erschwert ist. Abschnitt 6.6 zeigt im Rahmen der Analyse nationaler und internationaler Determinanten, wie mit Hilfe der Marktpreise des Risikos laufeitspezifische Risikoprämien gebildet und deren Abhängigkeiten von den einzelnen Faktoren analysiert werden können.

¹¹⁸Wäre λ_1 eine Nullmatrix, so würde der 60-Monatszins mit einer Veränderung von mehr als 40 Basispunkten auf Schocks der Inflationsrate in Höhe von einem Prozentpunkt reagieren.

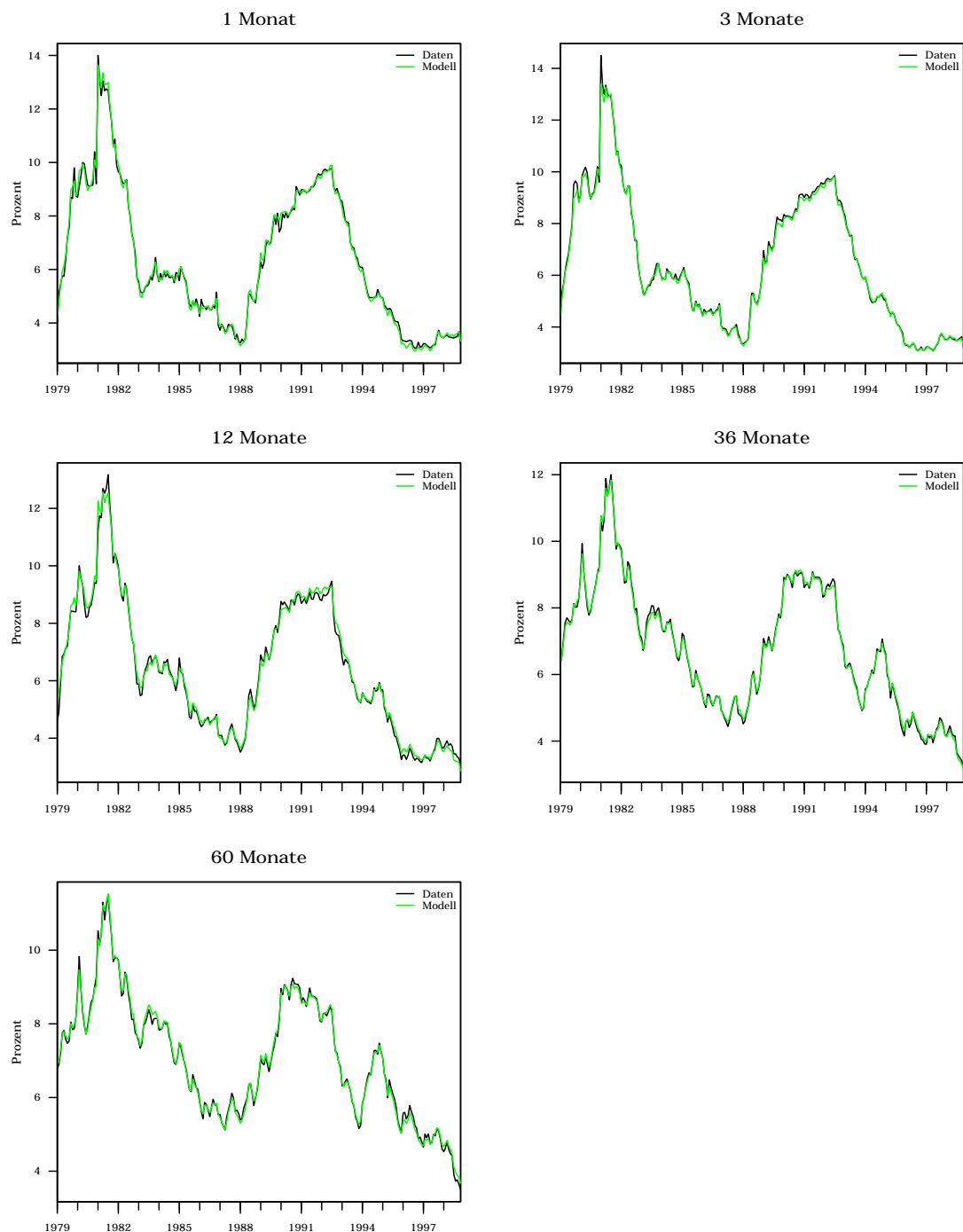


Abbildung 4.3 Abbildungsgenauigkeit der Zinssätze im RW-Ansatz

Gegenüberstellung der geschätzten und tatsächlichen Zinssätze im RW-Ansatz. Die Zinssätze sind annua-
lisiert. „Daten“ bezeichnet die tatsächlichen Zinssätze, „Modell“ die Schätzergebnisse. Der Untersuchen-
szeitraum ist 1979-01 bis 1998-12.

was besser als am kurzen. Die (annualisierten) Standardabweichungen schwanken zwischen 17 und 23 Basispunkten und liegen damit im Bereich der Ergebnisse des AP-Ansatzes.¹¹⁹ Der 1-Monatszins wird dabei im Mittel wiederum perfekt abgebildet, da der Parameter δ_0 auf Höhe des Stichprobenmittelwertes fixiert wird.

4.4 Impuls-Antwort-Analyse und Varianzzerlegung

Die Ergebnisse der Impuls-Antwort-Analyse sind in Abbildung 4.4 aufgeführt. In den Spalten dargestellt werden die orthogonalisierten Reaktionen der Modellvariablen und der Zinssätze auf einen Impuls in Höhe von einer Einheit in einer einzelnen Variable, also einem residualen Schock in Höhe von einem Prozentpunkt, im Verlauf der folgenden 30 Monate. Neben den Impulsantworten (durchgezogene Linie) beinhaltet jede Abbildung ein 95%-Konfidenzintervall (gestrichelte Linien).

Änderungen der Präferenzen der Zentralbanken schlagen sich im Modell in einem veränderten Inflationsziel nieder, was wiederum für Innovationen im Levelfaktor sorgt. Die Reaktion der Zentralbank auf unvorhergesehene Entwicklungen in der Volkswirtschaft drücken sich dagegen in Schocks auf den Slopefaktor aus.¹²⁰ Zunächst werden diese beiden Arten von Schocks, welche sich auf die Geldpolitik zurückführen lassen, diskutiert. Anschließend werden Innovationen in den beobachtbaren makroökonomischen Größen Outputlücke und Inflationsrate thematisiert.

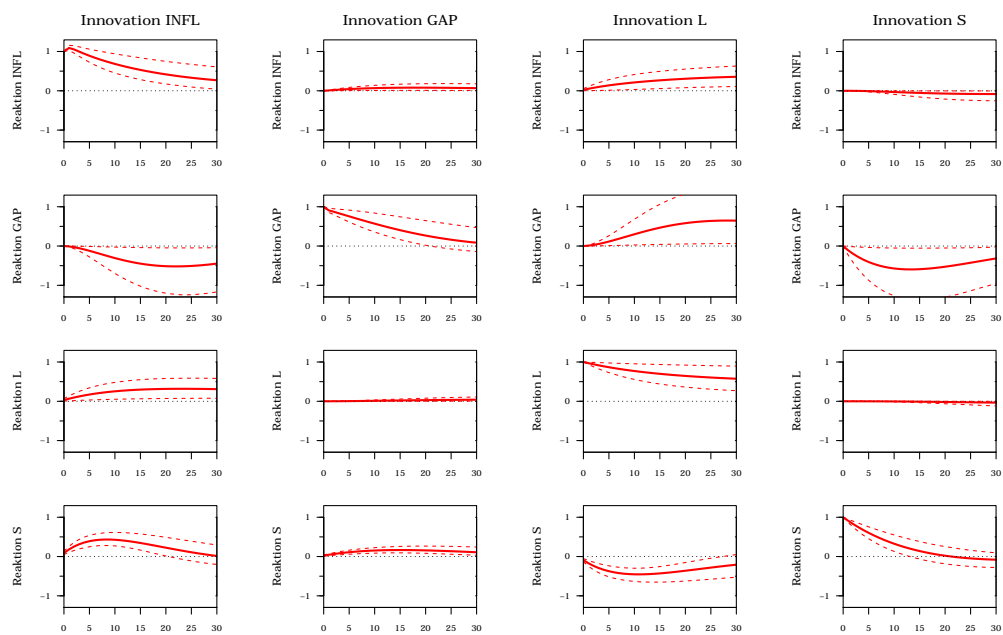
Innovationen im impliziten Inflationsziel Schocks auf den Levelfaktor weisen eine erhebliche Persistenz hinsichtlich der eigenen Variation auf. Innovationen in Höhe von 1% haben nach 30 Monaten noch einen Effekt in Höhe von 57 Basispunkten. Die Zinsstruktur reagiert mit einem Anstieg über das gesamte Laufzeitspektrum. Während der Effekt des Ausgangsimpulses entlang der Zinsstruktur abnimmt, konvergieren die Reaktionen langfristig, so dass von einer dauerhaften Parallelverschiebung gesprochen werden kann. Nach 30 Monaten verbleibt entlang der Zinsstruktur ein Effekt zwischen 37 (1 Monat) und 42 (60 Monate) Basispunkten.

Der Levelschock senkt den mit der Geldpolitik assoziierten Slopefaktor deutlich, da ein Anstieg des Inflationsziels mit einer Lockerung der Geldpolitik verbunden ist.¹²¹ Die maximale Wirkung stellt sich mit einer Höhe von -45 Basispunkten nach 12 Monaten ein. Ohne Zinsglättung in der Reaktionsfunktion der Zentralbank ($\rho_S = 0$) käme es bei einer solch expansiven Geldpolitik allerdings zu einer sofortigen Senkung des kurzfristigen Zinses, da der Parameter der Inflationslücke γ_π größer als 1 ist, also dem Taylor-Prinzip genügt, und so der Slopefaktor augenblicklich um mehr als 1% gesenkt würde. Durch die Zinsglättung überwiegt allerdings zunächst der direkte Effekt der gestiegenen Inflationserwartungen auf die Short rate. Bei Betrachtung von Abbildung 4.4 wird deutlich, dass aufgrund der mit der Laufzeit der Zinssätze stärker werdenden Persistenz des Levelschocks sich aber bereits nach 3 Monaten der gewünschte expansive Effekt einer erhöhten Steigung der Zinsstruktur einstellt.

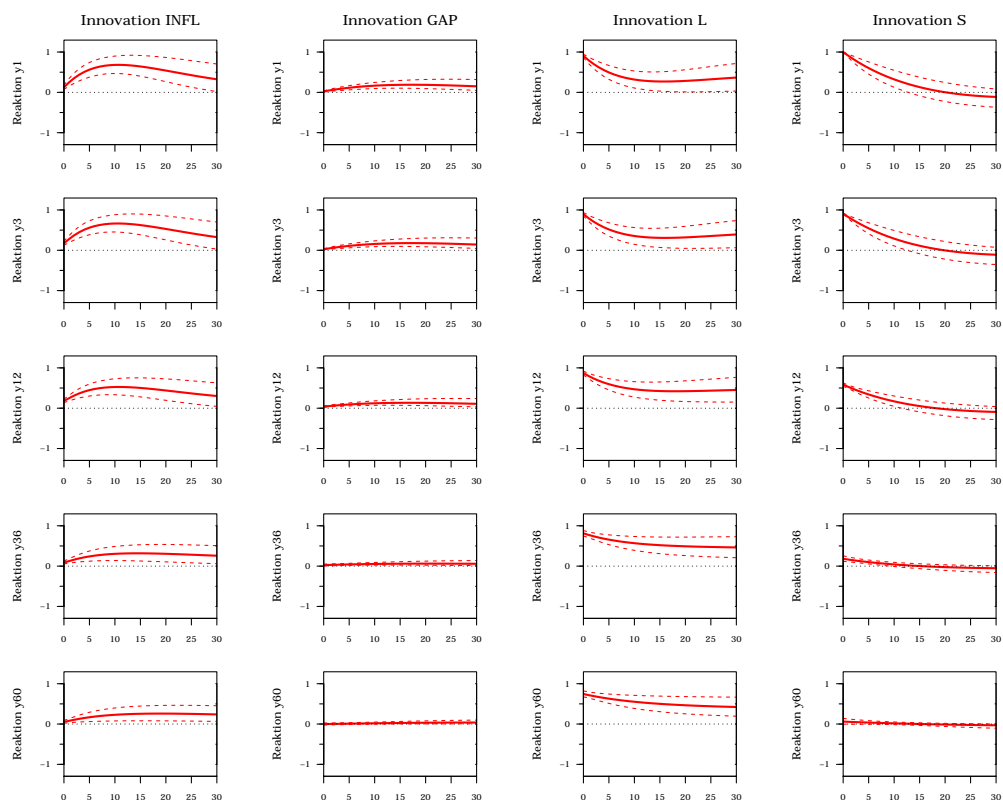
¹¹⁹Rudebusch und Wu (2008), S. 917, ermitteln residuale Standardabweichungen von 29 (3 Monate), 33 (12 Monate) und 13 (36 Monate) Basispunkten.

¹²⁰Vgl. Rudebusch und Wu (2008), S. 921.

¹²¹Es ist wiederum zu beachten, dass eine Senkung des Slopefaktors das kurze im Vergleich zum langen Ende der Zinsstruktur senkt und somit die Steigung erhöht.



(a) RW-Impulsantworten I: Faktordynamik



(b) RW-Impulsantworten II: Zinsstruktur

Abbildung 4.4 Impulsantworten im RW-Ansatz

Impulsantworten der Zustandsvariablen (a) und Zinssätze (b) auf Innovationen in Höhe von einem Prozentpunkt in den Zustandsvariablen. Zustandsvariablen sind Inflationsrate (INFL), Outputlücke (GAP), Level- (L) und Slopefaktor (S). Identifizierende Restriktionen entstammen den strukturellen Gleichungen (4.1)–(4.4). Der Zustandsraum des Modell ist durch die Gleichungen (4.8)–(4.9) gegeben. Der Untersuchungszeitraum ist 1979-01 bis 1998-12.

Die Outputlücke reagiert aufgrund des zu Beginn unveränderten ex-ante Realzinses zunächst nicht auf die gestiegenen Inflationserwartungen. Mit steigendem Horizont sinkt dann aber der ex-ante Realzins, weshalb es, mit der Einschränkung sehr großer Konfidenzintervalle, zu einer ausgesprochen deutlichen Ausweitung der Produktion kommt. Die Inflationsrate reagiert schließlich mit einem nahezu permanenten Anstieg auf die gestiegenen Inflationserwartungen sowie die positive Outputlücke. Nach 30 Monaten ist die Inflationsrate um 36 Basispunkte erhöht.¹²² Die Zentralbank setzt also mit der unerwarteten Erhöhung des Inflationsziels einen konjunkturellen Impuls über sinkende ex-ante Realzinsen, welcher sich allerdings in einer langfristig steigenden Inflationsrate niederschlägt.

Geldpolitische Schocks Durch die Assoziation des Slopefaktors mit der Reaktionsfunktion der Zentralbank können Innovationen im Slopefaktor als geldpolitische Schocks im klassischen Sinne verstanden werden. Wie aus Abbildung 4.4 hervorgeht, ist die Wirkung solcher Schocks auf den Slopefaktor selbst recht kurzlebig. Bei recht schneller Abnahme liegt ab dem 22. Monat keinerlei Effekt mehr vor. Die Inflationsrate zeigt keine Reaktion auf Innovationen im Slopefaktor, da das implizite Inflationsziel und damit die privaten Inflationserwartungen von einem solchen Schock unbeeinflusst bleiben. Die Zinssätze reagieren annahmegemäß mit sinkender Intensität entlang der Laufzeitstruktur. Ein positiver Schock hat einen deutlichen kurz- bis mittelfristigen positiven Effekt auf Zinssätze für kurze Laufzeiten, während langfristige Zinssätze im wesentlichen keine Reaktion zeigen. Der 1-Monatszins zeigt konstruktionsbedingt im ersten Schritt eine 1:1 Reaktion, der 60-Monatszins erhöht sich dagegen nur um 6 Basispunkte. Das Verhalten ist somit konsistent mit einer restriktiven Geldpolitik, welche das kurze im Vergleich zum langen Ende der Zinsstruktur anhebt und so deren Steigung verringert. Die dadurch ausgelöste Anhebung des ex-ante Realzinses sorgt, wiederum mit der Einschränkung großer Konfidenzintervalle, für einen Rückgang der Produktion in Form einer gesunkenen Outputlücke.

Innovationen in den Makrofaktoren Schocks auf die Inflationsrate weisen eine hohe Persistenz auf. Auch nach 30 Monaten ist die Inflationsrate noch um 27 Basispunkte erhöht. Durch die lange Phase erhöhter Inflation beginnen auch die Inflationserwartungen der privaten Akteure zu steigen. Das wahrgenommene Inflationsziel erhöht sich dadurch dauerhaft um 31 Basispunkte. Die Zentralbank reagiert auf die gestiegene Inflationsrate mit einer restriktiveren Ausrichtung, was sich in einem steigenden Slopefaktor (maximal 43 Basispunkte nach 10 Monaten) und dadurch ausgelöste Anstiege in den kurzfristigen Zinssätzen niederschlägt. Durch die gleichzeitig gestiegenen Inflationserwartungen erhöhen sich auch die langfristigen Zinssätze, wenn auch nicht so stark wie die kurzfristigen. Der kurz- bis mittelfristig gestiegene ex-ante Realzins senkt wiederum (bei großer statistischer Unsicherheit) die Outputlücke (45 Basispunkte nach 30 Monaten), was letztlich dazu beiträgt den Anstieg der Inflationsrate zu senken.

Innovationen in der Outputlücke sind ebenfalls recht langlebig. Da die Impulsantworten auf einen Schock in Höhe von 1% und nicht auf eine Höhe von einer Standardabweichung normiert sind, fallen die Impulsantworten auf Schocks in der Outputlücke im Vergleich zu Schocks in den anderen Variablen wiederum wesentlich geringer aus. Durch die Produktionsausweitung steigt langfristig die Inflationsrate und dadurch ausgelöst auch die Inflationserwartungen der privaten Akteure. Die Zentralbank reagiert auf die positive Outputlücke und den einsetzenden Inflationsanstieg mit einem gestiegenen Slopefaktor.

¹²²Selbst nach 60 Monaten beträgt der Effekt noch 35 Basispunkte.

Tabelle 4.4 Varianzzerlegung der Zustandsvariablen im RW-Ansatz

	Horizont	π	g	L	S
INFLATION (π)	1	1,00	0,00	0,00	0,00
	12	0,89	0,07	0,05	0,00
	60	0,50	0,16	0,33	0,01
OUTPUTLÜCKE (g)	1	0,00	1,00	0,00	0,00
	12	0,00	0,97	0,01	0,02
	60	0,03	0,83	0,10	0,05
LEVEL (L)	1	0,00	0,00	1,00	0,00
	12	0,03	0,00	0,97	0,00
	60	0,10	0,04	0,86	0,00
SLOPE (S)	1	0,01	0,02	0,02	0,94
	12	0,11	0,26	0,17	0,46
	60	0,09	0,46	0,20	0,24

Anteil der einzelnen Zustandsvariablen an der Prognosefehlervarianz der 1-, 12- und 60-Schrittprognose der Zustandsvariablen. L und S bezeichnen die latenten Faktoren Level und Slope, π und g die makroökonomischen Variablen Inflationsrate und Outputlücke. Der Untersuchungszeitraum ist 1979-01 bis 1998-12.

Der dadurch ausgelöste Anstieg der Zinssätze am kurzen Ende sorgt für ein Abflachen der Zinsstruktur. Langfristig tragen die gestiegenen Zinssätze dazu bei den Anstieg der Outputlücke zurückzudrängen.

Zusammenfassend nimmt die Zentralbank über drei Kanäle Einfluss auf die Zinsstruktur. Geldpolitische Schocks haben einen kurz- bis mittelfristigen Effekt auf deren Gestalt. Die geldpolitischen Reaktionen auf Veränderungen der Outputlücke und der Inflationsrate heben dagegen längerfristig die kurz- im Vergleich zu den langfristigen Zinssätzen an. Unvorhergesehene Änderungen des Inflationsziels haben schließlich einen permanenten Effekt auf alle Zinssätze. Im vorliegenden Modellrahmen kann die Zentralbank folglich in Abhängigkeit von der wirtschaftlichen Entwicklung und unter Berücksichtigung der Unsicherheit (anti-)zyklische Impulse über die Systematik der Geldpolitik sowie unsystematische Veränderungen des Politikinstruments und des Inflationsziels setzen.

Varianzzerlegung Die Ergebnisse der Prognosefehlervarianzzerlegung des Modells für Prognosehorizonte von 1, 12 und 60 Monaten finden sich in den Tabellen 4.4 und 4.5. Tabelle 4.4 zeigt die Varianzzerlegung der Zustandsvariablen und Tabelle 4.5 die der Zinssätze.

Die kurzfristige Variation der Zustandsvariablen wird mit Ausnahme des Slopefaktors vollständig idiosynkratisch bestimmt. Allerdings werden auch beim Slopefaktor kurzfristig lediglich 5% der Varianz durch die anderen Modellfaktoren erklärt. Hinsichtlich der Inflationsrate steigen mit zunehmendem Prognosehorizont die Erklärungsbeiträge der Outputlücke und des Levelfaktors. Im langfristigen Bereich werden 33% der Fehlervarianz der 60-Schritt Prognose der Inflationsrate durch das implizite Inflationsziel und 16% durch die Outputlücke erklärt. Insbesondere die im Levelfaktor enthaltenen Inflationserwartungen spielen folglich für die langfristige Variation der tatsächlichen Inflationsrate eine große Rolle. Die Variation der Outputlücke wird hingegen auch langfristig hauptsächlich idiosynkratisch erklärt (83% der 60-Schritt Prognose). Die anderen drei Faktoren liefern Erklärungsbeiträge von 10% (Level), 5% (Slope) und 3% (Inflationsrate). Auch der Levelfaktor wird über alle Prognosehorizonte hauptsächlich durch die eigene Variation erklärt. Lang-

Tabelle 4.5 Varianzzerlegung der Zinssätze im RW-Ansatz

	Horizont	π	g	L	S
1-MONATZSINS	1	0,01	0,00	0,46	0,53
	12	0,18	0,20	0,28	0,35
	60	0,17	0,40	0,29	0,14
12-MONATZSINS	1	0,02	0,02	0,67	0,29
	12	0,16	0,17	0,50	0,17
	60	0,16	0,28	0,50	0,06
36-MONATZSINS	1	0,01	0,01	0,93	0,05
	12	0,07	0,05	0,85	0,02
	60	0,12	0,11	0,76	0,01
60-MONATZSINS	1	0,00	0,00	0,99	0,01
	12	0,05	0,01	0,94	0,00
	60	0,11	0,05	0,83	0,00

Anteil der einzelnen Zustandsvariablen an der Prognosefehlervarianz der 1-, 12- und 60-Schrittprognose der Zinssätze. L und S bezeichnen die latenten Faktoren Level und Slope, π und g die makroökonomischen Variablen Inflationsrate und Outputlücke. Der Untersuchungszeitraum ist 1979-01 bis 1998-12.

fristig (60-Schritt) liefern die Inflationsrate mit 10% und die Outputlücke mit 4% noch einen gewissen Erklärungsbeitrag für die Variation des impliziten Inflationsziels. Hinsichtlich des geldpolitisch interpretierten Slopefaktors nimmt der Erklärungsgehalt der eigenen Variation stark mit dem Prognosehorizont ab. Bereits nach 12 Monaten tragen die anderen drei Faktoren 54% zur Erklärung der Prognosefehlervarianz bei. Dabei entfallen 26% auf die Outputlücke, 17% auf das Inflationsziel und 11% auf die tatsächliche Inflationsrate. Nach 60 Monaten steigt der kumulierte Anteil auf 76%, wobei dieser sich hauptsächlich auf die Outputlücke (46%) und das Inflationsziel (20%) verteilt.

Hinsichtlich der Zinssätze entfalten die beobachtbaren makroökonomischen Variablen Outputlücke und Inflationsrate erst mit steigendem Prognosehorizont ihren Einfluss auf die Variation der Zinssätze. Für die kurzfristige Variation spielen Level- und Slopefaktor die überragende Rolle, wobei, wie zu erwarten, der Erklärungsbeitrag des Levelfaktors mit der Laufzeit der Zinssätze zu- und der des Slopefaktors abnimmt. Der Erklärungsbeitrag des Levelfaktors für die 1-Schritt Prognose rangiert zwischen 46% (1-Monatszins) und 99% (60-Monatszins), der des Slopefaktors hingegen zwischen 53% (1-Monatszins) und 1% (60-Monatszins). Während am kurzen Ende der Zinsstruktur folglich klassische geldpolitische Schocks dominieren, sind für die Variation langfristiger Zinssätze die im Levelfaktor enthaltenen Inflationserwartungen maßgeblich. Outputlücke und Inflationsrate liefern den größten Erklärungsbeitrag zur 60-Schritt Prognose der Zinssätze. Dieser schwankt zwischen 57% (1-Monatszins) und 16% (60-Monatszins), nimmt also erheblich mit der Laufzeit ab. Am kurzen Ende dominiert dabei die Outputlücke mit 40%, während die Inflationsrate langfristig einen größeren Teil der Variation erklärt (11%).

4.5 Internationale Evidenzen

Anhang D beinhaltet alle relevanten Schätzergebnisse des RW-Ansatzes für die US-amerikanische Volkswirtschaft. Im Folgenden werden die wesentlichen Befunde und zentralen Unterschiede zu der Schätzung mit deutschen Daten thematisiert.

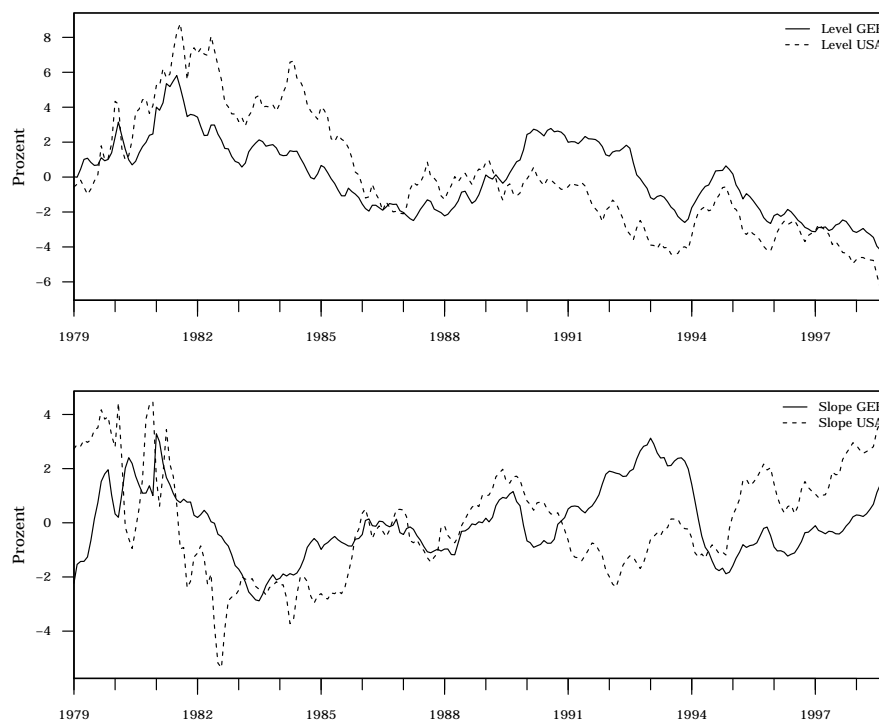


Abbildung 4.5 Latente Faktoren im RW-Ansatz: Deutschland versus USA

Gegenüberstellung des Zeitreihenverlaufs der latenten Faktoren Level (L) und Slope (S) im RW-Ansatz: Deutschland versus USA. Die Faktoren sind mittelwertbereinigt und annualisiert. Der Untersuchungszeitraum ist 1979-01 bis 1998-12.

Zinsstrukturfaktoren Abbildung 4.5 vergleicht den Verlauf der extrahierten Faktoren in den beiden Ländern. Hinsichtlich der Korrelationen stellt sich das gewohnte Bild ein. Während die Levelfaktoren recht deutlich miteinander korreliert sind (0,76) zeigen die Slopefaktoren mit einer Korrelation von gerade einmal 0,26 einen eher geringen Gleichlauf. Wie in den beiden vorangegangenen Untersuchungen ändert sich der Befund in den letzten vier Jahren des Untersuchungszeitraums, in welchem angesichts von Korrelationswerten in Höhe von 0,85 (Level) und 0,91 (Slope) ein beträchtlicher Zusammenhang besteht. Hinsichtlich des Levelfaktors, welcher als implizites Inflationsziel verstanden wird, zeigt sich für die USA wiederum die bereits im DRA-Ansatz dokumentierte späte Anpassung der Inflationserwartungen an den mit der Volcker Disinflation vollzogenen Regimewechsel.

Parameterschätzung Die Inflationsrate im US-Modell zeigt hinsichtlich der Abhängigkeit von eigenen Verzögerungen und Outputlücke ein der deutschen ähnliches Verhalten. Anders als im deutschen Modell liegt dagegen faktisch kein Einfluss des als Inflationserwartung interpretierten Levelfaktors auf die Inflationsrate vor.¹²³ Die Outputlücke weist

¹²³Dieses Resultat steht in deutlichem Widerspruch zu dem von Rudebusch und Wu (2008), S. 917, dokumentierten Parameterwert in Höhe von 0,074. Zur Begründung abweichender Ergebnisse lassen sich einige Aspekte anführen. Zunächst weicht der vorliegende Untersuchungszeitraum deutlich von der Originaluntersuchung ab, welche sich auf den Zeitraum 1988-01 bis 2000-12 bezieht. Auf Unterschiede hinsichtlich der Modellspezifikation wurde in Abschnitt 4.2 eingegangen. Darüber hinaus scheint hinsichtlich der Inflationsrate, wie in Abschnitt 4.3 erwähnt, die Art der Differenzenbildung bezüglich des Einflusses der Outputlücke und des Levelfaktors eine maßgebliche Rolle zu spielen. Wie im deutschen Modell ist daher für den Einfluss des Levelfaktors ein deutlich höheres Ergebnis zu erwarten, wenn die

eine sehr starke Persistenz auf. Ihre Abhängigkeit vom modellspezifischen ex-ante Realzins ist äußerst gering und darüber hinaus insignifikant. Es ist festzuhalten, dass die makroökonomischen Faktoren eine vergleichsweise sehr geringe Abhängigkeit von den geldpolitisch interpretierten Zinsstrukturfaktoren aufweisen. Die Autokorrelation des Levelfaktors entspricht dem deutschen Ergebnis. Die aktuelle Inflationsrate wirkt diesbezüglich mit einem geringen signifikanten Gewicht auf das implizite Inflationsziel. Der Slopefaktor ist weniger stark autokorreliert und reagiert schwächer auf Veränderungen der Outputlücke und der Inflationsrate. Wie zuvor bereits dokumentiert, ist der Taylor-Regel Zusammenhang im US-Datensatz angesichts von Parametern in Höhe von 0,123 (g_t) und 0,616 (π_t) auch in dieser Modellspezifikation weniger deutlich.

Das US-Modell weist drei signifikante zeitkonstante Marktpreise des Risikos aus. Einzig der mit der Inflationsrate verknüpfte λ_0 -Wert ist insignifikant. Hinsichtlich der zeitvariablen Risikopreise sind sieben Einträge der λ_1 -Matrix signifikant, welche überwiegend auf die Dynamik der Inflationsvariablen zurückzuführen sind. So lädt der Marktpreis des Inflationsrisikos signifikant von der Inflationsrate selbst, der Outputlücke und dem als Inflationserwartung interpretierten Levelfaktor. Von diesem lädt darüber hinaus der Risikopreis des Levelfaktors selbst sowie der Risikopreis des Slopefaktors. Der mit der Outputlücke verknüpfte Risikopreis lädt abschließend signifikant von der Outputlücke selbst sowie von Variationen des Slopefaktors. Die sich unter anderem aus den Marktpreisen des Risikos ergebenden Faktorladungen unterscheiden sich von den deutschen Faktorladungen hinsichtlich der beobachtbaren makroökonomischen Größen. So ist die Faktorladung der Inflationsrate weit weniger stark ausgeprägt. Die der Outputlücke ist dagegen über das gesamte Laufzeitspektrum deutlich höher. Während das erste Ergebnis hauptsächlich auf die stärkere geldpolitische Reaktion in Deutschland zurückzuführen ist, liegt der Grund für die langfristig deutlichere Wirkung der US-Outputlücke in einem signifikanten Effekt auf den Levelfaktor unter dem risikoneutralen Wahrscheinlichkeitsmaß.¹²⁴ Mit anderen Worten geht ein Anstieg der Outputlücke in den USA mit einem verstärkten wahrgenommenen Inflationsrisiko einher, welches sich in gestiegenen Inflationserwartungen niederschlägt.

Die Abbildungsgenauigkeit des US-Modells ist für alle Laufzeiten mit Ausnahme des 1-Monatszinses, welcher eine recht hohe residuale Standardabweichung von 43 Basispunkten aufweist, mit der des deutschen Modells vergleichbar.

Impulsantworten Innovationen im impliziten Inflationsziel der Zentralbank (L_t) senken bei starker eigener Persistenz den geldpolitischen Faktor (S_t) langfristig, ohne dabei aber (entsprechend der geringen Parameterwerte) nennenswerte Veränderungen in der Outputlücke oder der Inflationsrate auszulösen. Die geringen Abhängigkeiten von den geldpolitisch interpretierten Zinsstrukturfaktoren sorgen zudem dafür, dass traditionelle geldpolitische Schocks im Sinne von Innovationen im Slopefaktor faktisch keinen Einfluss auf die makroökonomischen Größen ausüben. Die Wirkung der latenten Faktoren auf die Zinsstruktur selbst ist mit der im deutschen Modell vergleichbar. Schocks auf das implizite Inflationsziel sorgen langfristig für eine Niveauverschiebung aller Zinssätze, wobei das Ausmaß deutlich geringer ist (19-31 Basispunkte nach 30 Monaten). Schocks auf den geldpolitischen Slopefaktor sind weniger persistent und nehmen in ihrer Wirkung annahmegemäß mit der Restlaufzeit ab. Während der 1-Monatszins konstruktionsbedingt zunächst eine 1:1 Reaktion zeigt, verbleibt im Falle des 60-Monatszinses ein Ausgangseffekt von gerade

Inflationsrate mit Bezug auf den Vormonat und nicht auf den Vorjahresmonat gebildet wird.

¹²⁴Der Effekt ist nicht unmittelbar aus Tabelle D.2 ersichtlich. Er ergibt sich aus der Überführung der physischen Parameter in die risikoneutrale Form gemäß Gleichung (3.23).

noch 8 Basispunkten.

Innovationen in der Inflationsrate weisen im Vergleich zum deutschen Modell eine noch höhere Persistenz auf. Nach 30 Monaten verbleiben noch ca. 60 Basispunkte vom ursprünglich 100 Basispunkte betragenden Schock. Die Outputlücke reagiert nur sehr langfristig mit einem sehr geringen Rückgang auf den steigenden Preisdruck. Während der Slopefaktor eine zum deutschen Modell vergleichbare Reaktion zeigt, ist die Wirkung auf die mit dem Levelfaktor assoziierten Inflationserwartungen wesentlich stärker. Ein Impuls auf die Inflationsrate in Höhe von 100 Basispunkten erhöht die Inflationserwartungen langfristig (30 Monate) um 54 Basispunkte. Folgerichtig reagiert die gesamte Zinsstruktur wesentlich deutlicher und langfristiger auf Inflationsschocks. Nach 30 Monaten liegt deren Wirkung zwischen 67 (kurzes Ende) und 41 (langes Ende) Basispunkten. Innovationen in der Outputlücke sind im Vergleich zum deutschen Modell wiederum wesentlich persistenter. Nach 30 Monaten verbleiben vom Ausgangsimpuls noch 60 Basispunkte. Als Reaktion steigt die Inflationsrate langfristig dauerhaft an (35 Basispunkte), ein Effekt der sich im deutschen Modell nicht einstellt. Die Inflationserwartungen reagieren zunächst (in den ersten 12 Monaten) nicht, langfristig aber mit einer moderaten Erhöhung von 16 Basispunkten auf diese Entwicklungen. Die Geldpolitik reagiert letztlich mit einer langfristigen Erhöhung, welche im internationalen Vergleich etwas stärker ausfällt. Wie im AP-Ansatz haben Outputshocks mit dem Horizont ansteigende Impulsantworten der Zinssätze zur Folge, welche am kurzen Laufzeitende ausgeprägter sind. Dort liegt die langfristige Wirkung (30 Monate) wie im AP-Modell bei 35 Basispunkten.

Es lässt sich festhalten, dass Innovationen in den makroökonomischen Größen im Vergleich zum deutschen Modell wesentlich langlebiger sind, da die Abhängigkeit der Inflationsrate und der Outputlücke von den geldpolitisch interpretierten Zinsstrukturfaktoren (gemessen anhand der entsprechenden Parameter) nur sehr gering ist. Die Reaktion dieser Faktoren auf die makroökonomischen Größen ist dagegen insbesondere hinsichtlich der Inflationserwartungen ausgeprägter als im deutschen Modell.

Varianzzerlegung Die Variation der Inflationsrate wird kurz bis mittelfristig (1-12 Monate) wie im deutschen Modell idiosynkratisch erklärt. Langfristig (60 Monate) spielt die Outputlücke dagegen mit einer erklärten Variation von 50% die Hauptrolle, während im deutschen Modell ein erheblicher Beitrag auf die im Levelfaktor enthaltenen Inflationserwartungen entfällt (33%). Hinsichtlich der Variation der Outputlücke leistet über alle Horizonte keine der anderen Modellvariablen einen nennenswerten Beitrag. Inflationsrate und Outputlücke tragen 12 und 11% zur Erklärung der Varianz der 60-Schritt Prognose des Levelfaktors bei. Bezüglich des Slopefaktors spielt langfristig die eigene Variation mit 45% die größte Rolle, während die im deutschen Modell ausschlaggebende Outputlücke nur 18% der Variation erklärt. Der Levelfaktor trägt an dieser Stelle 32% bei. Vor dem Hintergrund der geldpolitischen Interpretation des Slopefaktors deuten die Ergebnisse darauf hin, dass neben den gängigen makroökonomischen Faktoren Outputlücke, Inflationsrate und Inflationserwartung weitere vom Modell nicht erfasste Einflüsse stärker als im deutschen Modell auf den kurzfristigen Zins wirken.

Hinsichtlich der Zinssätze entsprechen die Ergebnisse der Varianzzerlegung im Wesentlichen denen der deutschen Untersuchung. Der Einfluss der makroökonomischen Größen nimmt mit dem Prognosehorizont zu und sinkt mit der Restlaufzeit. Traditionelle geldpolitische Schocks dominieren die kurzfristige Variation am kurzen Ende, während Inflationserwartungen mit steigender Restlaufzeit an Bedeutung gewinnen. Aufgrund der kleineren

Taylor-Regel Parameter ist der Erklärungsbeitrag der makroökonomischen Größen für die 12-Schrittprognose des 1- und 12-Monatszinses im Vergleich zum deutschen Modell viel geringer. Ein weiterer Unterschied liegt im Erklärungsbeitrag der Outputlücke, welcher bezüglich der 60-Schritt Prognose am kurzen Ende zwar etwas geringer, am langen Ende dagegen deutlich größer ist.

4.6 Zusammenfassung und Diskussion

Rudebusch und Wu (2008) [RW] weisen den latenten Faktoren eines affinen Zinsstrukturmodells mit dem impliziten Inflationsziel und der Reaktionsfunktion der Zentralbank zentrale geldpolitische Konzepte zu, welche in einem Neu-Keynesianischen Rahmen zusammen mit Inflationsrate und Outputlücke modelliert werden können. Für den Untersuchungszeitraum 1979-01 bis 1998-12 produziert der RW-Ansatz die folgenden Ergebnisse.

Im Hinblick auf eine geldpolitische Analyse bietet der RW-Ansatz aufgrund seiner strukturellen Fundierung einen passenden Rahmen. Grundsätzlich können dort zwei Arten von Schocks auf die Geldpolitik zurückgeführt werden, Innovationen im impliziten Inflationsziel und traditionelle geldpolitische Schocks auf den als Reaktionsfunktion verstandenen Steigungsfaktor. Positive Innovationen im impliziten Inflationsziel bedeuten eine wahrgenommene langfristige Lockerung der Geldpolitik, worauf die Zinsstruktur mittelfristig mit einer erhöhten Steigung und langfristig aufgrund gestiegener Inflationserwartungen mit einer Parallelverschiebung reagiert. Der sinkende ex-ante Realzins induziert eine deutliche konjunkturelle Expansion, was verbunden mit den gestiegenen Inflationserwartungen die tatsächliche Inflationsrate dauerhaft erhöht. Traditionelle geldpolitische Schocks haben erwartungsgemäß einen weniger langfristigen und mit der Laufzeit abnehmenden Effekt auf die Zinsstruktur. Positive Innovationen bedeuten dabei eine restriktivere geldpolitische Ausrichtung, worauf die Outputlücke mit einer Senkung reagiert. Die Systematik der Geldpolitik kann anhand der antizyklischen Reaktion auf makroökonomische Schwankungen festgemacht werden. Inflationsschocks, welche die Inflationserwartungen langfristig erhöhen, begegnet die Zentralbank beispielsweise mit einer Erhöhung des Politikinstruments, wodurch mittelfristig eine deutlich Abnahme in der Steigung der Zinsstruktur ausgelöst wird. Der negative Effekt auf die Produktion hilft in der Folge dabei, den Anstieg der Inflationsrate zurückzudrängen.

Die Ergebnisse für die US-amerikanische Volkswirtschaft sind im wesentlichen qualitativ vergleichbar, bezüglich der Stärke der Interdependenzen aber weniger eindeutig. So sind sowohl die geldpolitischen Reaktionskoeffizienten als auch der realwirtschaftliche Einfluss der oben genannten geldpolitischen Schocks wesentlich geringer. Hinsichtlich der Inflation zeigt sich im US-Modell erneut eine schlechtere Verankerung der Inflationserwartungen, was sich in einem deutlich stärkeren Effekt der tatsächlichen Inflationsrate auf das Zinsniveau und einem mit der Outputlücke verknüpften wahrgenommenen Inflationsrisiko ausdrückt. Gleichzeitig erscheint die Inflationsrate selbst tatsächlich recht losgelöst vom impliziten Inflationsziel und dafür stärker abhängig von realwirtschaftlichen Entwicklungen zu sein. Da diese im Vergleich zu Deutschland weniger stark auf das geldpolitische Instrument reagieren, weist die Inflationsrate im US-Modell eine höhere Persistenz auf.

Die Ergebnisse der Prognosefehlervarianzzerlegung bestätigen die Befunde der obigen Analyse. Während im deutschen Modell ein erheblicher Teil der Variation der Inflationsrate auf das implizite Inflationsziel zurückgeführt werden kann, überwiegt im US-Modell diesbezüglich die Produktionsentwicklung. Die Outputlücke entfaltet dort zudem einen langfristigen

Einfluss auf die Inflationserwartungen. Die Variation im geldpolitischen Instrument geht im deutschen Modell mit steigendem Prognosehorizont wiederum hauptsächlich auf die Outputlücke zurück. Im US-Modell überwiegt dagegen die idiosynkratische Variation verbunden mit Schwankungen im impliziten Inflationsziel. Im internationalen Vergleich kann im US-Modell demzufolge unter dem Vorbehalt möglicher Fehlspezifikationen von einer größeren geldpolitischen Unsicherheit sowohl hinsichtlich traditioneller Schocks als auch hinsichtlich des impliziten Inflationsziels gesprochen werden. Bezogen auf die Zinssätze steigt der Erklärungsgehalt der (beobachtbaren) makroökonomischen Variablen wiederum mit dem Prognosehorizont und sinkt mit der Laufzeit. Am kurzen Ende der Zinsstruktur überwiegen langfristig Schwankungen der makroökonomischen Größen bei der Erklärung der Zinsvariation, während kurzfristig die geldpolitisch interpretierten latenten Faktoren eine größere Rolle spielen. Am langen Ende der Zinsstruktur dominieren diesbezüglich die Inflationserwartungen alle anderen Faktoren außerordentlich deutlich über alle Prognosehorizonte. Im internationalen Vergleich ist der langfristige Erklärungsgehalt der (beobachtbaren) makroökonomischen Größen im US-Modell für kurze Laufzeiten vergleichbar, hinsichtlich längerer Laufzeiten aber in etwa doppelt so hoch.

Der RW-Ansatz greift die bisherigen Ergebnisse zum Zusammenhang latenter und makroökonomischer Variablen explizit auf und modelliert die extrahierten Zinsstrukturfaktoren diesen Evidenzen entsprechend als implizites Inflationsziel und geldpolitische Reaktionsfunktion. Der RW-Ansatz weist dabei gegenüber dem DRA- und dem AP-Ansatz den Vorteil einer größeren strukturellen Fundierung auf. Es zeigt sich, dass er im wesentlichen die Ergebnisse des DRA-Ansatzes bestätigt und konkretisiert. Ein Vergleich mit dem auf Orthogonalität von makroökonomischen und latenten Faktoren beruhenden AP-Ansatz ist dagegen wenig zielführend. Problematisch erscheint die Rolle des das Zinsniveau beschreibenden Levelfaktors, welcher in der Analyse letztlich drei zentrale Funktionen einnimmt.¹²⁵ In der Reaktionsfunktion ist er das (mittelfristige) Inflationsziel der Zentralbank. Gleichzeitig spiegelt er private Inflationserwartungen wider, welche die Preissetzung direkt und die Produktionsentwicklung über den ex-ante Realzins beeinflussen. Das Modell unterstellt damit, dass Inflationsziel und private Inflationserwartungen über den gleichen Horizont gebildet werden, obwohl in der Regel der zeitliche Horizont des Inflationsziels in geldpolitischen Reaktionsfunktionen den für Inflations- und Outputentwicklungen relevanten Horizont übertrifft. Aufgrund seiner großen Bedeutung ist zudem die ad-hoc Modellierung als gewichteter Durchschnitt seiner eigenen Verzögerung und der tatsächlichen Inflationsrate kritisch zu betrachten. Darüber hinaus bedient sich der RW-Ansatz weiterhin eines affinen Zinsstrukturmodells, welches zwar den Ausschluss von Arbitragemöglichkeiten vorsieht, hinsichtlich des Pricing Kernels aber nicht mikrofundierte ist. Die affine Spezifikation der Marktpreise des Risikos ist dabei empirisch motiviert.¹²⁶ Ein Zusammenhang zu den Präferenzen der Konsumenten über eine intertemporale Euler-Gleichung wird nicht hergestellt. Vor diesem Hintergrund stellt der RW-Ansatz letztlich einen Zwischenschritt zwischen einer rein empirischen und einer vollständig mikrofundierte Analyse dar.¹²⁷

Auch die Schätzung des RW-Ansatzes ist abschließend aufgrund der Vielzahl an Parametern und der Komplexität der strukturellen Beziehungen nicht unproblematisch. In der vorliegenden Analyse wurde dieser Problematik mit zum Teil ausgesprochen restriktiven a-priori Verteilungsannahmen (siehe Anhang A.2) begegnet.

¹²⁵ Vgl. hierzu und zum Folgenden: Rudebusch und Wu (2008), S. 914.

¹²⁶ Vgl. Rudebusch und Wu (2008), S. 924. Die Autoren verweisen auf Dai und Singleton (2002).

¹²⁷ Vgl. Rudebusch und Wu (2008), S. 923.

Teil III

Die Geldpolitik der Bundesbank im internationalen Kontext

Kapitel 5

Wechselkurserwartungen im Europäischen Währungssystem

Das Kapitel präsentiert zunächst den europäischen Datensatz und adressiert anschließend die Extrahierung von Wechselkurserwartungen aus Zinsdifferentialen im Europäischen Währungssystem (EWS), welche in Kapitel 6 als internationale geldpolitische Indikatoren der Bundesbank verstanden werden.

Die verwendeten Eurozinssätze¹²⁸ entstammen Thomson Reuters Datastream. Dabei handelt es sich um Tagesdaten für Laufzeiten von drei und zwölf Monaten für die Währungen deutsche Mark (DM), französischer Franc (FRF), italienische Lira (ITL) und britisches Pfund (UKP).¹²⁹ Die verwendeten Wechselkurse UKP/DM, FRF/DM und ITL/DM (Preisnotierung, ebenfalls auf Tagesbasis) entstammen der Zeitreihen-Datenbank der Deutschen Bundesbank.¹³⁰ Die Informationen zu den zentralen Paritäten im Wechselkursmechanismus (WKM) des EWS sowie zu den Realignments wurden der Internetseite der Europäischen Kommission entnommen.¹³¹ Im Hinblick auf die Untersuchung zu den internationalen Determinanten der deutschen Geldpolitik in Kapitel 6 wird der Untersuchungszeitraum auf die Dauer des EWS beschränkt (1979-03 bis 1998-12).

5.1 Wechselkurs- und Zinsentwicklung

Eurozinssätze Deskriptive Statistik zu den Eurozinssätzen und den bilateralen Wechselkursen Frankreichs, Italiens und Großbritanniens gegenüber Deutschland ist in Tabelle 5.1 zu finden. Der Verlauf der Eurozinssätze ist in Abbildung 5.1 dargestellt. Wie in der Abbildung zu erkennen ist, unterscheiden sich diese in Mittelwert und Streuung sehr deutlich voneinander. Darüber hinaus übertrifft die Volatilität des 3-Monatszinses in allen Währungen die des 12-Monatszinses. Die deutschen Eurozinssätze haben mit 6,33 und 6,43%

¹²⁸Eurozinssätze sind Geldmarktsätze in verschiedenen Landeswährungen, zu denen sich Banken am Londoner Interbankenmarkt untereinander Liquidität überlassen. Sie unterliegen anders als möglicherweise inländische Zinssätze keinerlei Kapitalverkehrsbeschränkungen (Vgl. Caramazza (1993), S. 10).

¹²⁹Die Zeitreihen tragen die Bezeichnungen ECWGM3M, ECWGM1Y, ECFFR3M, ECFFR1Y, ECITL3M, ECITL1Y, ECUKP3M und ECUKP1Y.

¹³⁰Die Zeitreihen tragen die Bezeichnungen BBK01.WT5012 (FRF/DM), BBK01.WT5007 (ITL/DM) und BBK01.WT5005 (UKP/DM).

¹³¹Internetadresse: http://ec.europa.eu/economy_finance/emu_history/practicalguide/part_d_1.htm (Zuletzt geprüft: 2012-05-26).

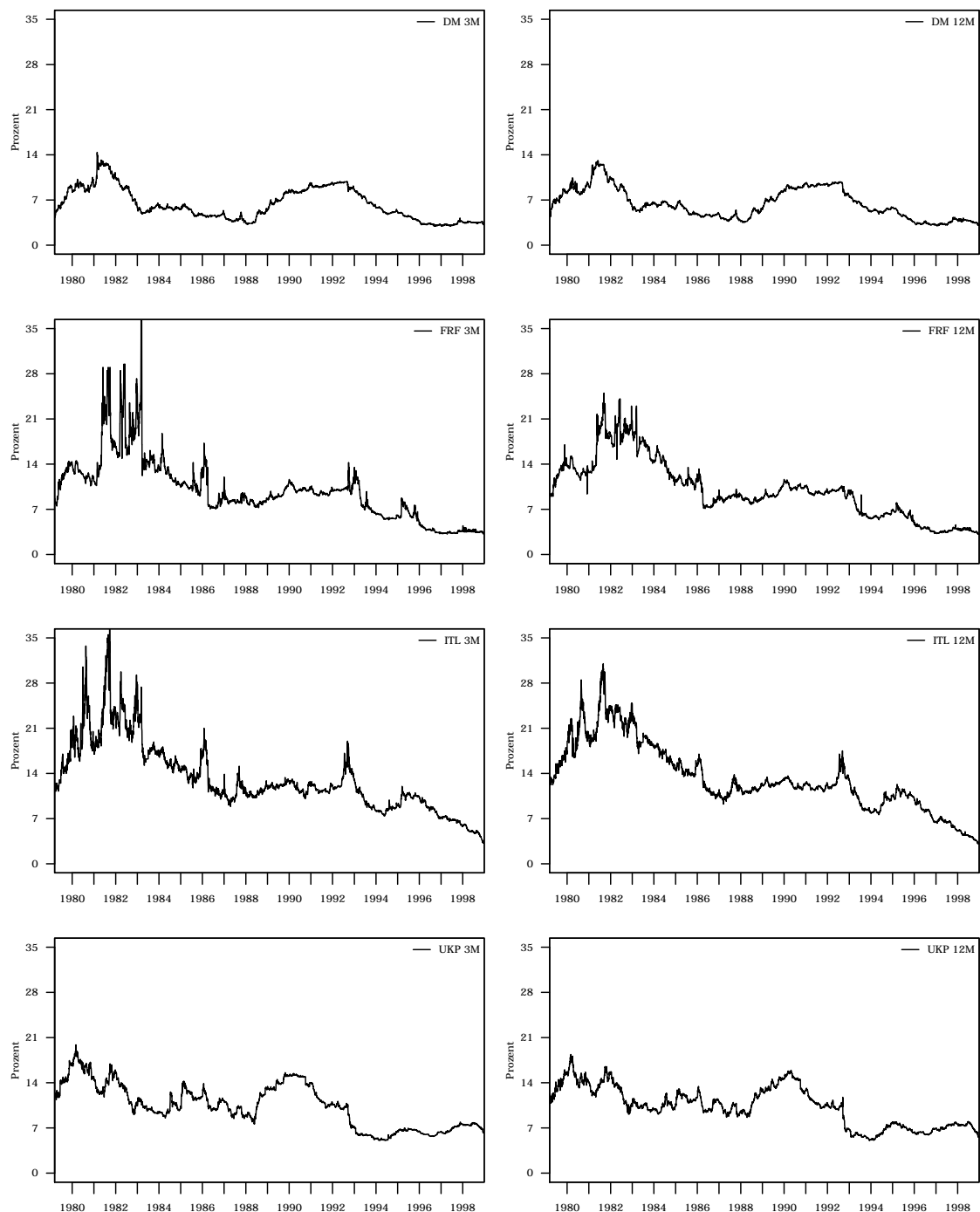


Abbildung 5.1 Euromarktsätze im EWS-Zeitraum

Zeitreihenverlauf der (annualisierten) Euromarktsätze für die deutsche Mark (DM), den französischen Franc (FRF), die italienische Lira (ITL) und das britische Pfund (UKP) für Laufzeiten von 3 und 12 Monaten. Der Untersuchungszeitraum ist 1979-03-13 bis 1998-12-31.

Tabelle 5.1 Deskriptive Statistik: Europäische Daten

	Mittelwert	St.-Abw.	Schiefe	Kurtosis	Min.	Max.	AK1	AK2	AK3
FRF/DM	3,15	0,38	-1,28	3,20	2,29	3,58	0,99	0,97	0,96
ITL/DM	757,34	194,81	0,30	2,12	443,07	1254,86	0,99	0,97	0,96
UKP/DM	0,32	0,07	0,11	2,04	0,20	0,46	0,99	0,98	0,96
DM3M	6,33	2,45	0,57	2,46	2,94	14,38	0,98	0,96	0,94
DM12M	6,43	2,34	0,52	2,42	3,00	13,12	0,98	0,96	0,93
FRF3M	9,90	4,86	1,39	6,86	3,16	45,00	0,89	0,85	0,81
FRF12M	10,00	4,52	0,63	2,93	3,09	25,00	0,97	0,96	0,94
ITL3M	13,17	5,35	1,07	4,40	3,16	36,75	0,95	0,89	0,84
ITL12M	13,30	5,23	0,63	3,13	3,06	31,00	0,97	0,94	0,91
UKP3M	10,38	3,36	0,23	2,08	5,08	19,88	0,98	0,95	0,93
UKP12M	10,30	3,02	0,12	2,05	5,03	18,38	0,97	0,94	0,91

Zentrale Momente und Autokorrelationen der Wechselkurse des französischen Franc (FRF), der italienischen Lira (ITL) und des britischen Pfunds (UKP) gegenüber der deutschen Mark (DM) in Preisnotierung sowie der Euromarktsätze der genannten Währungen für Laufzeiten von 3 (3M) und 12 (12M) Monaten. Grundlage sind tägliche Beobachtungen. Die Zinssätze sind annualisiert und in Prozentpunkten ausgedrückt. Die Angabe der Autokorrelationen (AK) bezieht sich auf Verzögerungen von 1 bis 3 Monaten. Der Untersuchungszeitraum ist 1979-03-13 bis 1998-12-31. Datenquelle: Deutsche Bundesbank, Thomson Reuters Datastream.

im Untersuchungszeitraum die geringsten Mittelwerte und weisen gleichzeitig gemessen an Standardabweichung und Schwankungsbreite die kleinste Streuung auf. Die französischen Zinssätze liegen im Mittel bei 9,90 und 10,00%. Die Streuung ist angesichts von Standardabweichungen von 4,86 und 4,52% außerordentlich hoch. Hinsichtlich der Schwankungsbreite liegen zwischen Minimal- und Maximalwert 41,84 Prozentpunkte. Die Kurtosis zeigt einen enormen Exzess. Die Verteilung ist zudem deutlich rechtsschief. Der Verlauf des französischen 3-Monatssatzes in Abbildung 5.1 verdeutlicht diesen Befund. Die extremen Ausschläge in den ersten Jahren des Untersuchungszeitraums sorgen dafür, dass mehr Beobachtungen unterhalb des Mittelwertes liegen und die Verteilung der Beobachtungen aufgrund der vielen starken Abweichungen vom Mittelwert sehr steilgipflig ist. Darüber hinaus verzeichnet der französische 3-Monatszins die mit Abstand geringste Autokorrelation (0,89 bezogen auf Vormonat). Die italienischen Eurozinssätze zeigen zu Beginn des Untersuchungszeitraums eine vergleichbare Volatilität, was im Falle des 3-Monatszinses ebenfalls zu einer rechtsschiefen spitzgipfligen Verteilung führt. Die Schwankungsbreite ist hier mit 33,59 Prozentpunkten etwas kleiner, die Standardabweichungen mit 5,35 und 5,23% dagegen nochmals größer. Die Mittelwerte der italienischen Eurozinssätze liegen mit 13,17 und 13,30% ebenfalls über den französischen Werten. Für beide Währungen sind im Untersuchungszeitraum deutlich fallende Verläufe bei beiden Laufzeiten zu beobachten. Die britischen Eurozinssätze liegen abschließend mit Mittelwerten von 10,38 und 10,30% knapp über den französischen. Die Volatilität ist angesichts von Standardabweichungen in Höhe von 3,36 und 3,02% sowie einer Schwankungsbreite des 3-Monatszinses von 14,80 Prozentpunkten dagegen deutlich geringer.

Wechselkurse Der Verlauf der bilateralen Wechselkurse gegenüber Deutschland ist in Abbildung 5.2 dargestellt. Neben den Wechselkursen zeigt die Abbildung die Interventionsgrenzen im Wechselkursmechanismus, an welchem Frankreich und Deutschland über den gesamten EWS-Zeitraum, Italien in den Phasen bis 1992-09-16 und ab 1996-11-25 sowie

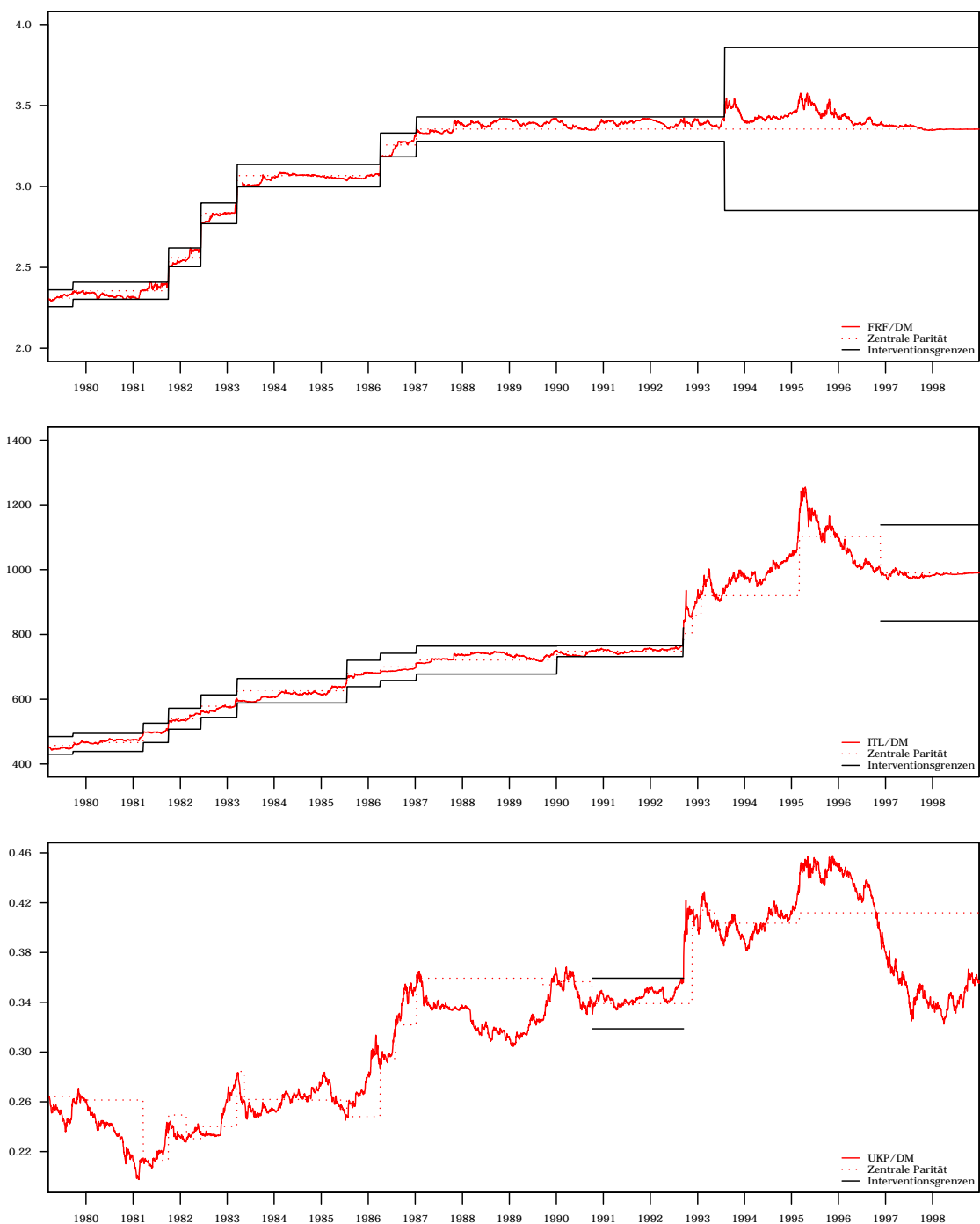


Abbildung 5.2 Wechselkurse und Interventionsgrenzen im EWS-Zeitraum

Zeitreihenverlauf der Wechselkurse des französischen Franc (FRF), der italienischen Lira (ITL) und des britischen Pfunds (UKP) gegenüber der deutschen Mark (DM) in Preisnotierung sowie deren zentrale Paritäten und Interventionsgrenzen im Europäischen Währungssystem (EWS). Der Untersuchungszeitraum ist 1979-03-13 bis 1998-12-31.

Tabelle 5.2 Realignments und bilaterale Paritäten

Datum	Ereignis	FRF/DM	ITL/DM	UKP/DM
1979-03-13	Start WKM	2,3095 ($\pm 2,25\%$)	457,33 ($\pm 6,00\%$)	—
1979-09-24	Realignment	2,3557	466,46	—
1981-03-23	Realignment	⋮	496,23	—
1981-05-10	Realignment	2,5621	539,72	—
1982-06-14	Realignment	2,8340	578,57	—
1983-03-21	Realignment	3,0665	626,04	—
1985-07-22	Realignment	⋮	679,32	—
1986-04-07	Realignment	3,2562	699,71	—
1987-01-12	Realignment	3,3539	720,70	—
1990-01-08	Realignment, Bandänderung	⋮	748,22 ($\pm 2,25\%$)	—
1990-10-08	Beitritt UKP	⋮	⋮	0,3390 ($\pm 6,00\%$)
1992-09-14	Realignment	⋮	802,49	⋮
1992-09-17	Austritt ITL & UKP	⋮	—	—
1993-08-02	Bandänderung	3,3539 ($\pm 15,00\%$)	—	—
1996-11-25	Wiedereintritt ITL	⋮	990,00 ($\pm 15,00\%$)	—

Realignments der Wechselkurse des französischen Franc (FRF), der italienischen Lira (ITL) und des britischen Pfunds (UKP) gegenüber der deutschen Mark (DM) in Preisnotierung. Die prozentualen Interventionsgrenzen befinden sich in Klammern. Quelle: Europäische Kommission.

Großbritannien zwischen 1990-10-08 und 1992-09-16 teilgenommen haben. Im Rahmen des Wechselkursmechanismus wurden für alle Währungen zentrale Paritäten gegenüber der hypothetischen Gemeinschaftswährung ECU (European Currency Unit) festgelegt.¹³² Für die Wechselkurse der Länder untereinander ergaben sich daraus bilaterale Paritäten, welche zusammen mit klar definierten Schwankungsbreiten (Bänder, Zielzonen) die tatsächliche Wechselkursbewegung begrenzten. Erreichte der Wechselkurs eine der beiden Grenzen, sollten Interventionen der Zentralbanken der beteiligten Länder ein Verlassen des Zielkorridors verhindern.

Tabelle 5.2 zeigt die bilateralen Paritäten des französischen Franc, der italienischen Lira und des britischen Pfunds gegenüber der deutschen Mark sowie die zugehörigen erlaubten Schwankungsbreiten. Wurden die zentralen Paritäten angepasst (Realignment), so ergaben sich daraus auch neue bilaterale Paritäten zwischen den Währungen. Abbildung 5.2 zeigt in diesen Fällen eine Verschiebung des Zielkorridors an. Es wird deutlich, dass in den An-

¹³²Vgl. hierzu und zum Folgenden: Ungerer (1997), S. 159.

fangsjahren sehr viele Realignments stattgefunden haben. Darüber hinaus ist erkennbar, dass die D-Mark zu keinem Zeitpunkt eine Abwertung der bilateralen Parität gegenüber den anderen Währungen erfahren hat. Die Autokorrelation der Wechselkurse ist gemäß Tabelle 5.1 ausgesprochen hoch. Angesichts der permanenten Teilnahme der beiden Länder am WKM überrascht nicht, dass der französisch-deutsche Wechselkurs gemessen an der Standardabweichung die geringste Volatilität aufweist. In den Jahren 1992 und 1993 kam es zu Krisen im EWS, welche zum Austritt Italiens und Großbritanniens am 17. September 1992 und zur Erweiterung des Wechselkursbandes auf $\pm 15\%$ am 02. August 1993 führten. Ab dem 25. November 1996 nahm Italien wieder (mit dem erweiterten Band) am Wechselkursmechanismus teil.

5.2 Realignmenterwartungen nach Svensson (1993)

Der Wechselkursmechanismus (WKM) im Rahmen des Europäischen Währungssystems (EWS) kann als kooperatives Wechselkursregime verstanden werden, in dem die Wechselkurse der Teilnehmerländer auf Bandbreiten um festgelegte zentrale bilaterale Paritäten beschränkt wurden.¹³³ In einem solchen Wechselkurszielzonensystem ist die maximale Variation der Wechselkurse auf die Breite der Zielzonen (Bänder) begrenzt. Im Rahmen der Debatte über die Glaubwürdigkeit von Wechselkurszielzonen ist das Ziel empirischer Untersuchungen, Markterwartungen über die Abwertung von Währungen aus Wechselkurs- und Zinsdaten zu extrahieren, welche hinsichtlich des Wechselkursregimes als Glaubwürdigkeitsindikatoren interpretiert werden können. Dabei gilt es zunächst, Annahmen bezüglich der Messung von Wechselkursänderungserwartungen zu treffen.¹³⁴ Gemäß der ungedeckten Zinsparität (uncovered interest parity, UIP) spiegeln Zinsdifferenziale zwischen zwei Ländern bei gleichen Ausstattungsmerkmalen der zugrunde liegenden Anlagen Wechselkursänderungserwartungen wider. Liegen keine Wechselkursrisikoprämien vor bzw. sind diese vernachlässigbar klein, bietet die UIP eine adäquate Approximation der Erwartungen der Marktteilnehmer hinsichtlich der Entwicklung des Wechselkurses.¹³⁵ Die Interpretation dieser Erwartungen wird in Zielzonensystemen dadurch erschwert, dass der Wechselkurs auf der einen Seite innerhalb der Zielzonen schwanken kann, auf der anderen Seite aber auch Neufestlegungen des Wechselkurszielwertes (Realignments) möglich sind. Konkret ist die Frage zu beantworten, wie Erwartungen über Realignments von den erwarteten Schwankungen im Wechselkursband separiert werden können. Im Folgenden wird ein Ansatz vorgestellt, bei dem die erwartete Änderung im WKM-Band ökonometrisch geschätzt und Realignmenterwartungen unter der Annahme der Gültigkeit der ungedeckten Zinsparität über die Bereinigung des Zinsdifferentials extrahiert werden.

Für eine Laufzeit $\tau > 0$ ist das Zinsdifferential δ_t definiert als Differenz aus Auslands- (i_t^A) und Inlandszins (i_t^{DM}):¹³⁶

$$\delta_t(\tau) = i_t^A(\tau) - i_t^{DM}(\tau). \quad (5.1)$$

Der Auslandszins entspricht dem Zinssatz einer in Fremdwährung denominierten Anlage, der deutsche Zins dem Zinssatz einer in D-Mark denominierten Anlage. Der logarithmierte Wechselkurs der Auslandswährung gegenüber der D-Mark in Preisnotierung ist s_t .

¹³³Vgl. Svensson (1993), S. 763.

¹³⁴Vgl. hierzu und zum Folgenden: Chen und Giovannini (1997), S. 1688 f.

¹³⁵Theoretische und empirische Studien ermitteln tatsächlich eine geringe Bedeutung von Wechselkursrisikoprämien in Zielzonensystemen. Svensson (1992) präsentiert diesbezüglich theoretische Ergebnisse, Vajanne (1993) liefert empirische Evidenzen. Vgl. Chen und Giovannini (1997), S. 1688 f.

¹³⁶Vgl. hierzu und zum Folgenden: Svensson (1993), S. 765.

Bei Gültigkeit der ungedeckten Zinsparität entspricht das Zinsdifferential der erwarteten (durchschnittlichen) Veränderungsrate des Wechselkurses im Laufe des durch τ definierten Zeitraums:

$$\delta_t(\tau) = E_t(\Delta s_{t+\tau})/\tau dt. \quad (5.2)$$

Dabei bezeichnet E den bedingten Erwartungswert, τ die Laufzeit in Perioden und dt die Länge einer Periode. $\Delta s_{t+\tau} = s_{t+\tau} - s_t$ ist die absolute Wechselkursänderungsrate zwischen den Zeitpunkten t und $t + \tau$.

Um die erwartete bilaterale Realignmentsrate einer Währung zu bestimmen, muss das Zinsdifferential zwischen WKM-Teilnehmerländern um die erwartete Wechselkursänderungsrate im Band bereinigt werden. Das Zinsdifferential könnte bspw. unter Berücksichtigung der minimalen und der maximalen Wechselkursänderungserwartung im Band gebildet werden.¹³⁷ Ein solches Vorgehen wird in Svensson (1991) vorgeschlagen und von Svensson (1993) als „Simplest Test“ bezeichnet. Eine andere Möglichkeit besteht darin, die Änderungserwartung im Band zu schätzen und das Zinsdifferential anschließend um diese zu bereinigen. Bertola und Svensson (1993) präsentieren mit der „Drift-Adjustment“-Methode ein solches Verfahren im Rahmen eines theoretischen Zielzonenmodells.¹³⁸ In der vorliegenden Untersuchung wird die „Drift-Adjustment“-Methode nach Svensson (1993) verwendet, bei der das Zinsdifferential um einen ökonometrischen Schätzwert für die erwartete Wechselkursänderung im Band bereinigt wird. Gegenüber dem „Simplest Test“ bietet diese den Vorteil einer größeren Präzision.

Die bilateralen zentralen Paritäten der Währungen im WKM sind zwischen den Realignments konstant und springen bei einem Realignment zu den neu festgelegten Werten (Jump).¹³⁹ Im Folgenden bezeichnet c_t die logarithmierte zentrale Parität zweier WKM-Währungen. Die logarithmierte Abweichung des Wechselkurses von der bilateralen Parität x_t ist dann:

$$x_t = s_t - c_t. \quad (5.3)$$

Wird x_t als Wechselkurs im Band verstanden und die Veränderung der zentralen Parität zwischen den Zeitpunkten t und $t + \tau$ mit $\Delta c_{t+\tau}$ bezeichnet, kann die erwartete (durchschnittliche) Realignmentsrate als Differenz aus der erwarteten (absoluten) Wechselkursänderungsrate und der erwarteten Wechselkursänderungsrate im Band formuliert werden:

$$E_t(\Delta c_{t+\tau}/\tau dt) = E_t(\Delta s_{t+\tau}/\tau dt) - E_t(\Delta x_{t+\tau}/\tau dt). \quad (5.4)$$

Unter Berücksichtigung der Zinsparität in Gleichung (5.2) entspricht die erwartete Realignmentsrate dann der Differenz aus dem Zinsdifferential und der erwarteten Wechselkursänderungsrate im Band:

$$E_t(\Delta c_{t+\tau}/\tau dt) = \delta_t(\tau) - E_t(\Delta x_{t+\tau}/\tau dt). \quad (5.5)$$

Die erwartete Realignmentsrate kann unter Verwendung des Zinsdifferentials mit Hilfe eines Schätzwertes für die erwartete Wechselkursänderungsrate im Band bemessen werden. Der Schätzwert für $[E_t(\Delta x_{t+\tau}/\tau dt)]$ kann ökonometrisch ermittelt werden.¹⁴⁰ Problema-

¹³⁷Vgl. hierzu und zum Folgenden: Svensson (1993), S. 764.

¹³⁸Zahlreiche empirische Studien untersuchen die Glaubwürdigkeit von Zielzonen mit Varianten der „Drift-Adjustment“-Methode. Neben Svensson (1993) sind u.a. die Arbeiten von Rose und Svensson (1995) und Lindberg et al. (1991) zu nennen, welche verschiedene Methoden zur Schätzung von Abwertungserwartungen analysieren. Vgl. Svensson (1993), S. 764.

¹³⁹Vgl. hierzu und zum Folgenden: Svensson (1993), S. 766 f.

¹⁴⁰Vgl. hierzu und zum Folgenden: Svensson (1993), S. 768 f.

tisch ist, dass der Wechselkurs bei einem Realignment meist einen Sprung (Jump) vollzieht.¹⁴¹ Solche Sprünge in der Schätzung zu berücksichtigen ist unter anderem durch die verhältnismäßig geringe Zahl an Realignments im Datensatz erschwert, welche ein Peso-Problem begründen könnten.¹⁴² Der Problematik kann begegnet werden, indem die erwartete Wechselkursänderung im Band unter der Bedingung, dass kein Realignment stattfindet, geschätzt wird. Dazu werden die τ Beobachtungen vor einem Realignment aus dem Datensatz eliminiert.¹⁴³ Hinsichtlich Gleichung (5.5) stellt sich dann als Ergebnis nicht die erwartete Realignmentrate sondern die erwartete Abwertungsrate ein. In der vorliegenden Untersuchung wird dieser Ansatz nicht weiterverfolgt, da er eine beträchtliche Reduzierung der Stichprobe mit sich bringt.¹⁴⁴

Die erwartete Wechselkursänderungsrate im Band (inklusive möglicher Sprünge) wird als Schätzergebnis der folgenden linearen Regression für Horizonte von 3 und 12 Monaten ermittelt:¹⁴⁵

$$\Delta x_{t+\tau}/\tau dt = \sum_j \beta_0 d_j + \beta_1 x_t + \beta_2 i_t^A(\tau) + \beta_3 i_t^{DM}(\tau) + u_{t+\tau}. \quad (5.6)$$

Erklärende Variablen sind neben dem aktuellen Wechselkurs im Band x_t die in- und ausländischen Zinssätze i_t für die Laufzeit τ sowie Dummy-Variablen d_j , welche die Phasen zwischen Realignments als separate Regime abbilden. d_j bezeichnet dabei den Dummy für das Regime j . Im Fall des zwölfmonatigen Horizonts wird auf die Separierung der Regime verzichtet, da die Phasen zwischen Realignments meist kürzer als 12 Monate sind. In der vorliegenden Untersuchung werden Tagesdaten verwendet, wobei im Durchschnitt 250 Beobachtungen pro Jahr zur Verfügung stehen. dt nimmt dann einen Wert von $1/250$ an und τ entspricht 63 (3 Monate) bzw. 250 Tagen (12 Monate).

Die Schätzung wird unter der Verwendung der in Abschnitt 5.1 beschriebenen Daten für die Währungen Frankreichs (FRF), Italiens (ITL) und Großbritanniens (UKP) gegenüber der D-Mark durchgeführt. Der Untersuchungszeitraum deckt die gesamte Phase des EWS von 1979-03-13 bis 1998-12-31 ab. Dabei ist zu beachten, dass einzig Frankreich über den gesamten Zeitraum am Wechselkursmechanismus teilgenommen hat. Infolge der EWS-Krise setzte Italien seine Teilnahme in der Zeit von 1992-09-17 bis 1996-11-24 aus. Die Teilnahme Großbritanniens beschränkte sich ebenfalls vor dem Hintergrund der EWS-Krise auf den Zeitraum 1990-10-08 bis 1992-09-16. Bezüglich der Zinsen hat die Verwendung von Euromarktsätzen im Hinblick auf die UIP gegenüber nationalen Zinssätzen den Vorteil, dass Euromarktsätze frei von Kapitalverkehrscontrollen sind, welche in der Anfangsphase des EWS noch stark ausgeprägt waren.¹⁴⁶

Tabelle 5.3 zeigt die Ergebnisse der Regression für den dreimonatigen Horizont unter

¹⁴¹Bei einem Realignment springt der Wechselkurs in der Regel vom oberen Ende des alten zum unteren Ende des neuen Bandes. Der Sprung im Wechselkurs ist dann kleiner als die Veränderung der zentralen Parität. Bei einer Überlappung von altem und neuen Band springt der Wechselkurs dagegen nicht. Vgl. Svensson (1993), S. 768.

¹⁴²Ein Peso-Problem könnte vorliegen, da mögliche subjektive Markterwartungen über Realignmentwahrscheinlichkeiten aufgrund der geringen Zahl an Realignmentbeobachtungen nicht adäquat in der Schätzung berücksichtigt werden können, was zu einer Verzerrung der Ergebnisse führen kann (Vgl. Chen und Giovannini (1997), S. 1691).

¹⁴³Vgl. Svensson (1993), S. 773.

¹⁴⁴Gómez-Puig und Montalvo (1997) und Ledesma-Rodríguez et al. (2005) verzichten ebenfalls auf eine Unterscheidung von erwarteten Realignment- und Abwertungsraten.

¹⁴⁵Vgl. hierzu und zum Folgenden: Svensson (1993), S. 776.

¹⁴⁶Vgl. Caramazza (1993), S. 10.

Tabelle 5.3 Erwartete Wechselkursänderung im Band: 3 Monate

	FRF/DM	ITL/DM	UKP/DM
TEILPERIODEN			
1979-03-13	2,631 (2,538)	3,369 (7,273)	
1979-09-24	0,449 (3,396)	12,302 (11,221)	
1981-03-23	\vdots	10,672 (15,126)	
1981-10-05	4,868 (4,404)	8,574 (15,101)	
1982-06-14	6,984 (3,724)	4,458 (11,480)	
1983-03-21	3,320 (2,242)	3,830 (7,998)	
1985-07-22	\vdots	5,624 (6,378)	
1986-04-07	2,853 (2,465)	1,978 (5,617)	
1987-01-12	2,907 (2,232)	9,510 (5,916)	
1990-01-08	\vdots	3,684 (10,587)	
1990-10-08 – 1992-09-16	\vdots	\vdots	-128,83 (238,12)
1992-09-14 – 1992-09-16	\vdots	8,661 (10,991)	
1993-08-02	-0,777 (1,847)		
1996-11-25 – 1998-12-31	\vdots	1,105 (4,042)	
KOEFFIZIENTEN			
x	-1,781 (0,454)	-2,947 (0,520)	-2,799 (4,125)
$i^A(\tau)$	-0,697 (0,173)	-0,643 (0,266)	-3,362 (2,314)
$i^{DM}(\tau)$	0,820 (0,254)	0,413 (1,192)	18,994 (25,434)
\bar{R}^2	0,395	0,427	0,181

Ergebnisse einer linearen Regression der Gleichung (5.6) für einen dreimonatigen Horizont ($\tau = 63$). Newey-West Standardfehler (τ Lags) befinden sich in Klammern. Signifikante Schätzergebnisse sind fett markiert. Das Signifikanzniveau beträgt 5%. In den Spalten dargestellt sind die Ergebnisse für den französischen Franc (FRF), die italienische Lira (ITL) und das britische Pfund (UKP), jeweils gegenüber der deutschen Mark (DM). Der Untersuchungszeitraum ist 1979-03-13 bis 1998-12-31.

Tabelle 5.4 Erwartete Wechselkursänderung im Band: 12 Monate

	FRF/DM	ITL/DM	UKP/DM
Konstante	0,729 (0,634)	1,472 (1,040)	64,790 (63,071)
x	-0,671 (0,101)	-0,865 (0,086)	-1,537 (0,433)
$i^A(\tau)$	-0,132 (0,054)	-0,109 (0,066)	-1,127 (1,965)
$i^{DM}(\tau)$	0,151 (0,084)	-0,006 (0,124)	-5,212 (4,946)
\bar{R}^2	0,351	0,502	0,234

Ergebnisse einer linearen Regression der Gleichung (5.6) für einen zwölfmonatigen Horizont ($\tau = 250$). Newey-West Standardfehler (τ Lags) befinden sich in Klammern. Signifikante Schätzergebnisse sind fett markiert. Das Signifikanzniveau beträgt 5%. In den Spalten dargestellt sind die Ergebnisse für den französischen Franc (FRF), die italienische Lira (ITL) und das britische Pfund (UKP), jeweils gegenüber der deutschen Mark (DM). Der Untersuchungszeitraum ist 1979-03-13 bis 1998-12-31.

der Angabe von robusten Newey-West Standardfehlern.¹⁴⁷ Für den französisch-deutschen Wechselkurs (FRF/DM) liegen inklusive der Erweiterung der WKM-Bänder auf $\pm 15\%$ der zentralen bilateralen Paritäten sieben Teilperioden/Regime vor. Für den italienisch-deutschen Wechselkurs (ITL/DM) sind es inklusive des Aus- und Wiedereintritts der italienischen Lira in den Wechselkursmechanismus sowie der temporären Verengung des WKM-Bandes zwölf Teilperioden/Regime. Hinsichtlich des britisch-deutschen Wechselkurses (UKP/DM) liegt vor dem Hintergrund der kurzen Teilnahme am WKM lediglich ein Regime vor. Die Regressionskonstanten der einzelnen Teilperioden unterscheiden sich zum Teil erheblich voneinander, wenn auch keine der Konstanten eine statistische Signifikanz aufweist. Die Koeffizienten der Regression sind hinsichtlich des FRF/DM Wechselkurses vollständig signifikant. Für den ITL/DM Wechselkurs liegen zwei signifikante Koeffizienten vor. Die UKP/DM Regression liefert dagegen keine signifikanten Koeffizienten.¹⁴⁸ Dass die Koeffizienten des Wechselkurses im Band (x) für FRF/DM und ITL/DM signifikant kleiner als Null sind, deutet auf ein Mean Reversion Verhalten innerhalb des Bandes hin.¹⁴⁹ Die Koeffizienten der Zinssätze liefern ein einheitliches Bild. Der Koeffizient des DM-Zinssatzes (i^{DM}) hat ein positives, der des jeweiligen ausländischen Zinssatzes (i^A) ein negatives Vorzeichen. Das bereinigte Bestimmtheitsmaß liegt für FRF/DM und ITL/DM mit 39,5 und 42,7% auf vergleichbarem Niveau, für UKP/DM mit 18,1% dagegen deutlich niedriger.

Die Ergebnisse für den zwölfmonatigen Horizont sind in Tabelle 5.4 dargestellt. Für jeden Wechselkurs liegt aufgrund der Länge des Zeitraums nur ein Regime vor. Die Koeffizienten des Wechselkurses im Band sind weiterhin negativ und nun auch im Fall des UKP/DM

¹⁴⁷Newey-West Standardfehler berücksichtigen die Möglichkeit von Autokorrelation und Heteroskedastizität in den Residuen, was im vorliegenden Fall insbesondere hinsichtlich der Überlappung der Daten erforderlich ist (Vgl. Svensson (1993), S. 776).

¹⁴⁸Die Vorzeichen der Koeffizienten stimmen mit den von Svensson (1993), S. 777, dokumentierten überein. Aufgrund der Verwendung eines anderen Datensatzes, eines längeren Zeitraums und der Einbeziehung möglicher Sprünge in den zentralen Paritäten (siehe oben) weichen die Ergebnisse quantitativ aber voneinander ab.

¹⁴⁹Vgl. Svensson (1993), S. 776 ff.

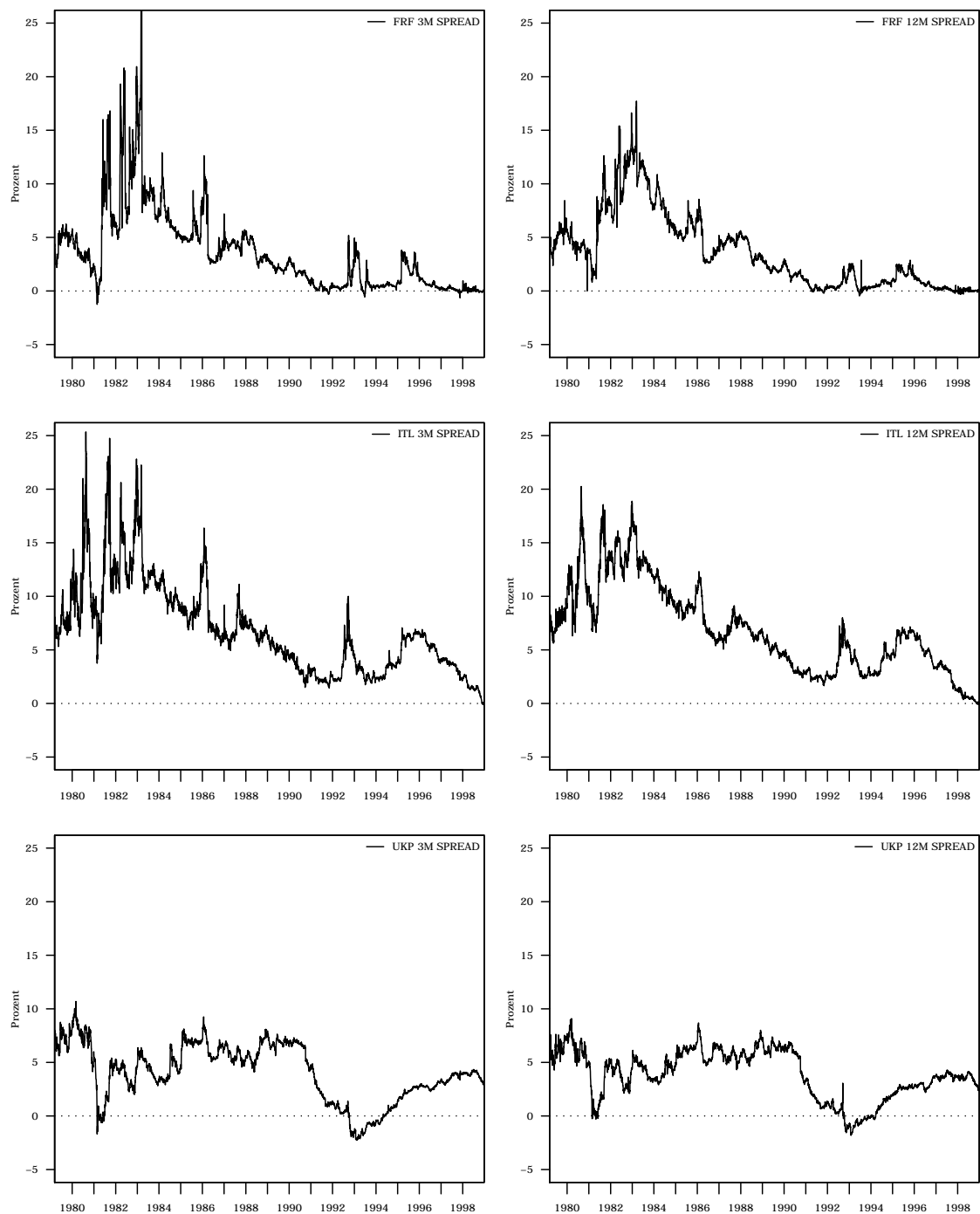


Abbildung 5.3 Zinsdifferentiale im EWS-Zeitraum

Zeitreihenverlauf der (annualisierten) Zinsdifferentiale (SPREAD) der Euromarktsätze des französischen Franc (FRF), der italienischen Lira (ITL) und des britischen Pfunds (UKP) gegenüber der deutschen Mark für Laufzeiten von 3 und 12 Monaten. Der Untersuchungszeitraum ist 1979-03 bis 1998-12.

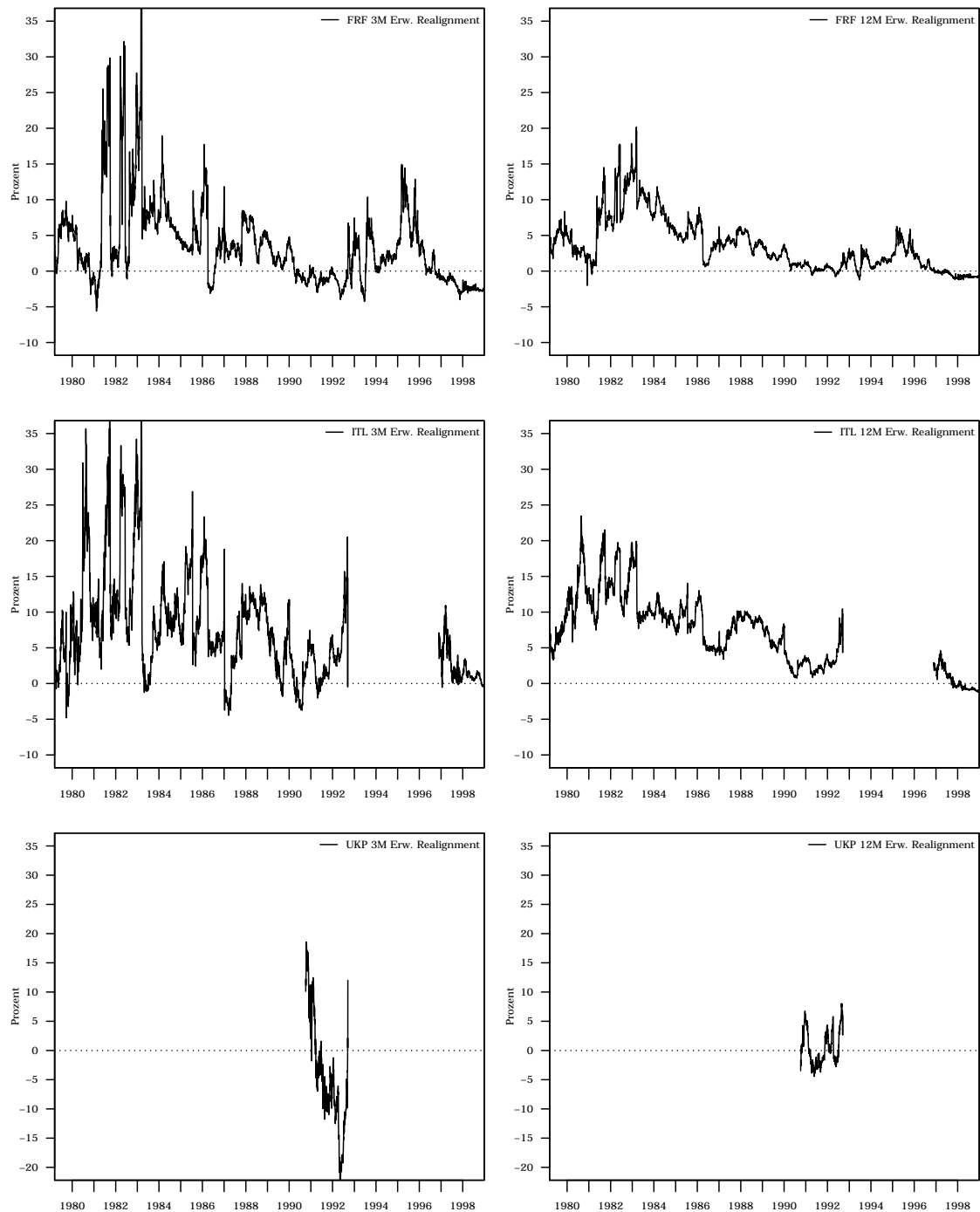


Abbildung 5.4 Realignmentserwartungen im EWS-Zeitraum

Zeitreihenverlauf der (annualisierten) erwarteten Realignmentraten des französischen Franc (FRF), der italienischen Lira (ITL) und des britischen Pfunds (UKP) gegenüber der deutschen Mark. Die linke Spalte zeigt die aus dem 3-Monats- und die rechte Spalte die aus dem 12-Monatszinsdifferential extrahierten Erwartungen (Svensson (1993) Drift-Adjustment Methode). Der Untersuchungszeitraum ist 1979-03 bis 1998-12.

Wechselkurses signifikant. Wiederum negativ sind zudem die Koeffizienten des jeweiligen ausländischen Zinssatzes. Weniger einheitlich sind die Ergebnisse hinsichtlich des DM-Zinssatzes, welche zudem auch für keinen der Wechselkurse signifikant sind. Das bereinigte Bestimmtheitsmaß liegt zwischen 23,4 (UKP/DM) und 50,2% (ITL/DM).

Die zuvor beschriebene lineare Regression der Gleichung (5.6) liefert den benötigten Schätzwert für $E_t(\Delta x_{t+\tau}/\tau dt)$, mit dessen Hilfe das Zinsdifferential (δ_t) gemäß Gleichung (5.5) bereinigt werden kann, um die erwartete Realignmentrate für die drei WKM-Wechselkurse zu bestimmen. Die Zinsdifferenziale sind in Abbildung 5.3 und die erwarteten Realignmentraten in Abbildung 5.4 dargestellt. Hinsichtlich des dreimonatigen Horizonts fällt auf, dass die Realignmentserwartungen eine wesentlich höhere Volatilität aufweisen als die Zinsdifferenziale. Besonders volatil und auch quantitativ stark ausgeprägt sind die Realignmentserwartungen in den Anfangsjahren des EWS, in denen ein Großteil der Realignments stattgefunden hat. In der Folge nehmen die Realignmentserwartungen dann ab, um mit Beginn der EWS-Krise im September 1992 noch einmal sehr deutlich anzusteigen. Ausgesprochen stark ist der diesbezügliche Anstieg im Fall der italienischen Lira und des britischen Pfunds bis zum Austritt der beiden Währungen aus dem Wechselkursmechanismus am 17. September 1992. Bezüglich des französischen Franc liegen weitere Anstiege im Zuge der Banderweiterung im August 1993 sowie zu Beginn des Jahres 1995 vor, in welchem neuerliche Glaubwürdigkeitsprobleme zu deutlichen Abwertungen der Spanischen Peseta (-7%) und des Portugiesischen Escudo ($-3,5\%$) führten.¹⁵⁰ Die Realignmentserwartungen sind kurz bevor ein Realignment stattfindet meist besonders hoch, um im Anschluss sehr deutlich zu sinken.¹⁵¹ Mit Ausnahme des britischen Pfunds wird zudem deutlich, dass über den gesamten Zeitraum des EWS Abwertungserwartungen der anderen Währungen gegenüber der D-Mark bestanden haben.

¹⁵⁰Diese werden von Ledesma-Rodríguez et al. (2005), S. 2276, ebenfalls dokumentiert.

¹⁵¹Vgl. Svensson (1993), S. 785.

Kapitel 6

Die Rolle der US-Geldpolitik und des EWS-Regimes

Makroökonomische Zinsstrukturmodelle für die Bundesrepublik Deutschland beschränken sich ebenso wie die Untersuchungen in den Kapiteln 2–4 auf nationale Determinanten der Geldpolitik und vernachlässigen dabei die duale Wechselkursbeschränkung der Bundesbank.¹⁵² Neben der Teilnahme am Wechselkursmechanismus und der damit verbundenen Berücksichtigung der bilateralen Wechselkurse im Europäischen Währungssystem (EWS) wurde die deutsche Geldpolitik durch die Entwicklung des D-Mark/US-Dollar Wechselkurses realwirtschaftlich restringiert.

Ziel dieses Kapitels ist es, der dualen Wechselkursbeschränkung der Bundesbank im Rahmen eines makroökonomischen Zinsstrukturmodells Rechnung zu tragen. Dazu wird die inländische makroökonomische Dynamik der Output- und Inflationsentwicklung um den Einfluss der US-amerikanischen Geldpolitik sowie um bilaterale Abwertungserwartungen im EWS erweitert. Als Abwertungserwartungen im EWS werden im Folgenden die in Abschnitt 5.2 extrahierten bilateralen Realignmentserwartungen verstanden. Die Einbeziehung der US-Geldpolitik adressiert die D-Mark/US-Dollar Wechselkursbeschränkung, die Abwertungserwartungen im EWS dienen hinsichtlich der europäischen Wechselkursbeschränkung als Glaubwürdigkeits- bzw. Interventionsindikator. Die gemeinsame Modellierung mit der deutschen Zinsstruktur bietet dabei einen adäquaten Analyserahmen, welcher es erlaubt, den Einfluss nationaler und internationaler Faktoren über unterschiedliche Kanäle zu untersuchen. Die Abhängigkeit der Geldpolitik von internationalen Entwicklungen über die inländische Systematik hinaus wird durch die Reaktionsfunktion des kurzfristigen Zinses erfasst. Die Erwartungen der privaten Akteure schlagen sich in den längerfristigen Zinssätzen nieder. Sie äußern sich dabei u.a. im Verlauf des auf das Zinsniveau bezogenen latenten Faktors, welcher als Inflationserwartung interpretiert wird. Darüber hinaus geben faktorspezifischen Risikoprämien, welche den nationalen und internationalen Determinanten zugeordnet werden, Aufschluss über wahrgenommene Unsicherheiten.

Das Modell trägt auf verschiedenen Ebenen zur wissenschaftlichen Diskussion bei. Zu-

¹⁵² Der Begriff geht auf von Hagen (1989), S. 61, zurück. Beispiele für Macro-Finance Untersuchungen mit deutschem Fokus sind Hördahl et al. (2006) und Fendel (2008). Hördahl et al. (2006), 418 f., verweisen im Rahmen ihres strukturellen Modells zwar im Hinblick auf ein zu Beginn der 1990er Jahre steigendes implizites Inflationsziel auf eine mögliche von den privaten Akteuren wahrgenommene Rücksichtnahme der Bundesbank auf die anderen WKM-Teilnehmerländer. Entsprechende Beziehungen werden von den Autoren aber nicht modelliert.

nächst kann untersucht werden, ob die fehlende Berücksichtigung des internationalen Umfelds in makroökonomischen Zinsstrukturmodellen zu Fehlinterpretationen hinsichtlich der Bedeutung inländischer Faktoren führen kann. Gleichzeitig liefert das Modell durch die Einbeziehung des EWS-Regimes empirische Evidenz zur Frage der deutschen Dominanz im EWS. Die „German Dominance Hypothesis“ (GDH) besagt in diesem Zusammenhang, dass die Geldpolitik im EWS einseitig von der Bundesbank dominiert wurde. Gültigkeit der GDH würde im vorliegenden Modell bedeuten, dass Erwartungen über Abwertungen im EWS keine Rolle im geldpolitischen Kalkül der Bundesbank gespielt haben. Der innovative Analyserahmen liefert dabei über die langfristigen Zinssätze neben dem geldpolitischen Reaktionskoeffizienten auch diesbezügliche Evidenz zur privaten Erwartungsbildung und zur Einschätzung von Unsicherheiten, welche sich in Form von zeitvariablen Risikoprämien äußern können.

Das Kapitel thematisiert zunächst die duale Wechselkursbeschränkung der Bundesbank. Anschließend wird die Integration der US-amerikanischen Geldpolitik sowie der erwarteten Wechselkursentwicklung im EWS in die (nationale) Zustandsdynamik eines zeitdiskreten affinen Zinsstrukturmodells dargestellt. Nach einer Beschreibung der Parameterergebnisse sowie der latenten Faktoren des Modells wird die gemeinsame Dynamik von Makroökonomie und Zinsstruktur im Rahmen von Impuls-Antwort-Analyse und Varianzzerlegung analysiert, wobei die Ergebnisse mit denen eines rein inländischen Modells kontrastiert werden. Ebenfalls betrachtet wird die Reaktionsfunktion der Bundesbank in reduzierter und in struktureller Form. Nach einer Analyse der Inflationserwartungen sowie der faktorspezifischen Risikoprämien erfolgen abschließend Zusammenfassung und Diskussion der Ergebnisse.

6.1 Außenwirtschaftliche Restriktionen der Bundesbank

Traditionelle makroökonomische Zinsstrukturmodelle vernachlässigen bei der Anwendung auf die Bundesrepublik Deutschland, dass die Bundesbank anders als die Federal Reserve in den USA über weite Strecken einer dualen Wechselkursbeschränkung unterlag.¹⁵³

Die erste Wechselkursbeschränkung ist informell und bezieht sich auf den D-Mark/US-Dollar Wechselkurs. Die diesbezügliche Notwendigkeit von Interventionen am Devisenmarkt mit dem Ziel Wechselkursbewegungen jenseits fundamental gerechtfertigter Regionen zu begrenzen, wurde von der Bundesbank an verschiedenen Stellen betont. Wechselkursrelevant waren in diesem Zusammenhang der massive Anstieg des US-amerikanischen Leitzinses im Zuge der Volcker Disinflation¹⁵⁴ zu Beginn der 1980er Jahre, welcher zu einer stetigen Abwertung der D-Mark führte, sowie der deutliche Rückgang des US-Politikzinses ab Mitte des Jahres 1984 mit dem gegenteiligen Wechselkurseffekt. Die Bundesbank reagierte auf diese Entwicklungen mit einer Annäherung an die US-Geldpolitik, indem sie den kurzfristigen Zins zu Beginn der 1980er Jahre in vergleichbarem Umfang anhob und ihn in Folge der deutlichen Aufwertung der D-Mark ab Mitte der 1980er Jahre senkte, um negativen realwirtschaftlichen Auswirkungen zu begegnen.¹⁵⁵ In Anlehnung an die deskriptive Evidenz wird die erste Wechselkursbeschränkung in der vorliegenden Untersuchung mit Hilfe eines Indikators für die US-amerikanische Geldpolitik approximiert.

¹⁵³Vgl. hierzu und zum Folgenden: von Hagen (1989), S. 53 f.

¹⁵⁴Diese besondere Episode in der US-amerikanischen Geldpolitik wird von Goodfriend und King (2005) umfassend untersucht. Siehe hierzu auch Fußnote 51.

¹⁵⁵Vgl. Clarida und Gertler (1997), S. 375 ff.

Die zweite Wechselkursbeschränkung erwächst aus der Mitgliedschaft Deutschlands im Europäischen Währungssystem und der Teilnahme an dessen Wechselkursmechanismus (WKM), welcher symmetrische Interventionen der beteiligten Zentralbanken im Falle zu stark von den bilateralen Paritäten divergierender Wechselkurse vorsah. Grundsätzlich können in einem solchen System zwei Formen von Interventionen durch die nationalen Zentralbanken unterschieden werden.¹⁵⁶ Eine Möglichkeit, zunehmenden Abweichungen von der bilateralen Parität zu begegnen, ist die allgemeine geldpolitische Ausrichtung. So sieht eine symmetrische Intervention eine expansive Geldpolitik des Landes mit der starken und eine restriktive Geldpolitik des Landes mit der schwachen Währung vor. Erreicht der Wechselkurs dagegen eine der Interventionsgrenzen, so greifen die Zentralbanken der beteiligten Länder in einem kooperativen Regime über Käufe/Verkäufe in der jeweils anderen Währung direkt in den Devisenmarkt ein. Beide Interventionsmöglichkeiten sehen letztlich einen Zinsrückgang der starken und einen Zinsanstieg der schwachen Währung vor, wobei unterstellt wird, dass die durch Eingriffe in den Devisenmarkt ausgelösten Effekte auf die inländische Geldbasis nicht durch gegenläufige heimische Maßnahmen sterilisiert werden.

Bezüglich der informellen Funktionsweise des EWS beschäftigt sich eine umfangreiche Literatur unter dem Oberbegriff „German Dominance Hypothesis“ (GDH) mit der Frage, ob das EWS faktisch als asymmetrisches System funktionierte, welches von Deutschland dominiert wurde. Die GDH besagt, dass die Bundesbank ihre Geldpolitik autonom verfolgte, und die Zentralbanken der anderen Teilnehmerländer ihre Geldpolitik informell der Führung der Bundesbank unterstellten.¹⁵⁷ Zu den (frühen) Vertretern der GDH gehören Giavazzi und Giovannini (1987). Spieltheoretisch wurde argumentiert, dass Länder mit historisch hohen Inflationsraten und geringer Glaubwürdigkeit von einer Anbindung an die D-Mark und den geldpolitischen Kurs der Bundesbank profitieren können.¹⁵⁸ Empirisch wurde die erhebliche Reduzierung der nationalen Inflationsraten verbunden mit einer Konvergenz in Richtung der deutschen Preisentwicklung in der Anfangsphase des EWS entsprechend dieser Argumentation interpretiert. Die auf die EWS-Krise im Jahre 1992 folgenden Analysen zeigen dagegen, dass durch Wechselkursanbindungen allein kein Glaubwürdigkeits- und Stabilitätsimport erreicht werden kann.¹⁵⁹ Arbeiten im Sinne von Fratianni und von Hagen (1990) präsentieren formale statistische Evidenz gegen die GDH. Konkret testen die Autoren die Hypothesen, dass (a) das Wachstum der deutschen Geldbasis signifikanten Einfluss auf das Wachstum der Geldbasis in den anderen EWS-Ländern hat, (b) die deutsche Geldbasis unabhängig vom Wachstum der Geldbasis im EWS-Ausland ist, und (c) unter Berücksichtigung der deutschen Geldbasis die Geldpolitik außerhalb des EWS keinen zusätzlichen Einfluss auf die Geldbasis in den übrigen EWS-Ländern ausübt.¹⁶⁰ Die Autoren kommen zu dem Schluss, dass die GDH in ihrer strikten Form (a–c) abzulehnen ist, Deutschland aber eine gewichtige Rolle im EWS spielte und langfristig eine unabhängige Geldpolitik verfolgte, die aber kurzfristig auch auf geldpolitische Entwicklungen im EWS-Ausland reagierte.¹⁶¹

Abwertungserwartungen bezüglich bilateraler EWS-Wechselkurse, welche gemäß Abschnitt 5.2 über die ungedeckte Zinsparität (uncovered interest parity, UIP) aus den Zinsdifferen-

¹⁵⁶ Vgl. hierzu und zum Folgenden: De Grauwe (1992), S. 114 f.

¹⁵⁷ Vgl. hierzu und zum Folgenden: Fratianni und von Hagen (1990), S. 67 ff.

¹⁵⁸ Hinsichtlich spieltheoretischer Analysen des EWS werden von Fratianni und von Hagen (1990), S. 68, die Arbeiten von Giavazzi und Giovannini (1987), Giavazzi und Pagano (1988) und Melitz (1988) genannt.

¹⁵⁹ Siehe bspw. Svensson (1994b) und Obstfeld und Rogoff (1995). Spieltheoretisch ist u.a. Obstfeld (1996) zu nennen.

¹⁶⁰ Vgl. hierzu und zum Folgenden: Fratianni und von Hagen (1990), S. 70 und 85. von Hagen und Fratianni (1990) präsentieren eine ähnliche, auf Zinssätzen beruhende Untersuchung.

¹⁶¹ Eine Diskussion weiterer Ergebnisse zur GDH erfolgt in Abschnitt 6.7.

tialen zweier Länder gewonnen werden können, geben Aufschluss über die Glaubwürdigkeit des EWS-Regimes. Hohe bilaterale Abwertungserwartungen sprechen für eine geringe Glaubwürdigkeit und treiben die bilateralen Wechselkurse in Richtung der Interventionsgrenzen. Vor dem Hintergrund der GDH ist von Interesse, ob solche Erwartungen eine Rolle im geldpolitischen Kalkül der Bundesbank gespielt haben. Dabei erscheint es sinnvoll, die EWS-Wechselkursbeschränkung mit Hilfe der Realignmentserwartungen des französisch-deutschen Wechselkurses zu approximieren. Zunächst gehört Frankreich neben Deutschland, Italien und Großbritannien zu den größten Teilnehmern am Wechselkursmechanismus. Von den genannten Ländern haben wiederum nur Frankreich und Deutschland über das gesamte EWS-Regime am Wechselkursmechanismus teilgenommen. Die Extrahierung erwarteter Realignmentraten basiert auf der Annahme der ungedeckten Zinsparität. Entgegen der überwältigenden empirischen Evidenz gegen die UIP finden Rose und Svensson (1995) hinsichtlich des französisch-deutschen Wechselkurses eine gewisse empirische Vereinbarkeit der Daten mit der UIP.¹⁶² Aus den genannten Gründen wird im Folgenden die erwartete Realignmentrate des französisch-deutschen Wechselkurses als Indikator für Abwertungserwartungen im EWS gegenüber Deutschland verwendet.

Hinsichtlich der Frage nach der Dominanz Deutschlands im EWS kann dann zwischen einer symmetrischen und einer asymmetrischen Reaktion auf Veränderungen der Abwertungserwartungen unterschieden werden. Kommt es beispielsweise zu einer Abwertungserwartung des französischen Franc gegenüber der D-Mark, so erfordert die ungedeckte Zinsparität (Gleichungen 5.1–5.2) einen Anstieg des französischen Zinses, einen Rückgang des deutschen Zinses oder eine Kombination aus beidem.¹⁶³ Die Abwertungserwartung führt zunächst dazu, dass Franc ver- und D-Mark gekauft werden. Eine symmetrische Interventionsstrategie sieht nun vor, dass die Banque de France D-Mark gegen Franc verkauft und die Bundesbank Franc gegen D-Mark kauft. Die bilateralen Interventionen sorgen für gegensätzliche Effekte auf die französische und die deutsche Geldbasis. Während die Banque de France Währungsreserven verliert und sich die Geldbasis dort verringert, erhöht die Bundesbank ihre Währungsreserven, was die deutsche Geldbasis ansteigen lässt. Für die Zinssätze bedeutet die symmetrische Reaktion dann einen Anstieg in Frankreich und einen Rückgang in Deutschland. Verhält sich die deutsche Geldpolitik dagegen unabhängig von Entwicklungen im EWS, muss in der genannten Situation die Banque de France einseitig intervenieren. Eine solche asymmetrische Lösung bedeutet einen wesentlich stärkeren Zinsanstieg und damit deutlicheren deflationären Effekt in Frankreich, während die Bundesbank den tendenziellen Anstieg der deutschen Geldmenge durch die D-Mark Verkäufe der Banque de France mit Hilfe gegenläufiger heimischer Maßnahmen sterilisiert. Gegen eine (vollständige) deutsche Dominanz im EWS würde im Folgenden daher ein deutscher Zinsrückgang in Reaktion auf steigende Abwertungserwartungen des französischen Franc gegenüber der D-Mark sprechen. Der Bundesbank könnte dann unterstellt werden, dass sie mit ihrem geldpolitischen Instrument reagiert, wenn sie die Glaubwürdigkeit des EWS-Regimes gefährdet sieht.

6.2 Modellstruktur und State Space Formulierung

Das EWS-Modell integriert inländische und internationale makroökonomische Faktoren in die vektorautoregressive Zustandsdynamik eines zeitdiskreten affinen Zinsstrukturmodells.

¹⁶²Vgl. Rose und Svensson (1995), S. 175 f. Die ungedeckte Zinsparität wird in einer Vielzahl empirischer Untersuchungen widerlegt. Froot und Thaler (1990) liefern hierzu einen Überblick.

¹⁶³Vgl. hierzu und zum Folgenden: De Grauwe (1989), S. 3 f.

Das Modell stellt dabei eine Kombination der zuvor präsentierten Modellierungsansätze dar. Das Bewegungsgesetz entspricht wie im DRA-Ansatz einem einfachen, rekursiv identifizierten, vektorautoregressiven System erster Ordnung. Anders als im AP-Ansatz wird eine dynamische Interaktion beobachtbarer Makrofaktoren und latenter Zinsstrukturfaktoren ermöglicht, was insbesondere hinsichtlich des als Inflationserwartung interpretierten Levelfaktors sinnvoll erscheint. Aufgrund der fehlenden theoretischen Fundierung der nationalen und internationalen Zusammenhänge ist die Zustandsdynamik allerdings weit weniger strukturell als im RW-Ansatz.¹⁶⁴ Vor dem Hintergrund des Ziels, die private Erwartungsbildung und die Bewertung von Unsicherheit hinsichtlich der dualen Wechselkursbeschränkung der Bundesbank zu analysieren, ist eine Modellierung der Zinssätze gemäß der Nelson-Siegel Formulierung (DRA-Ansatz) nicht zweckmäßig, weshalb wie im AP- und RW-Ansatz ein affines Zinsstrukturmodell verwendet wird. Dieses garantiert Arbitragefreiheit und weist darüber hinaus jedem Faktor des Modells eine eigene Risikoprämie zu, welche Aufschluss über die faktorspezifische private Einschätzung makroökonomischer Unsicherheit gibt.

Die außenwirtschaftlichen Restriktionen der Bundesbank werden über Indikatoren für die US-Amerikanische Geldpolitik sowie Abwertungserwartungen im EWS abgebildet. Um die Rolle der internationalen Faktoren genauer zu untersuchen, werden die Ergebnisse denen eines Modells mit ausschließlich deutschen Daten gegenübergestellt (Benchmark-Modell). Das EWS-Modell enthält $k = 6$ Zustandsvariablen, den US-amerikanischen Politikzins (i^*), deutsche Maßzahlen für die Outputlücke (g) und die Inflationsrate (π), Abwertungserwartungen bezüglich des F-Franc/D-Mark Wechselkurses (χ), sowie zwei latente Zinsstrukturfaktoren. Der erste latente Faktor (π^e) approximiert entsprechend den bisherigen Evidenzen die inländischen Inflationserwartungen. Der zweite latente Faktor (i) bildet den kurzfristigen Zins (Short rate) ab, welcher als geldpolitisches Instrument verstanden wird.¹⁶⁵ Die Reaktion der Zentralbank wird damit anhand des kurzfristigen Zinses und nicht, wie in der vorangegangenen Analyse, mit Hilfe eines latenten Slopefaktors untersucht.¹⁶⁶ Outputlücke, Inflationsrate und Politikinstrument entsprechen der Minimalanforderung an ein makroökonomisches Modell.¹⁶⁷ Die aus dem Zinsniveau gewonnenen Inflationserwartungen liefern darüber hinaus einen zusätzlichen nationalen Indikator für die Geldpolitik. US-Politikzins und Abwertungserwartungen approximieren abschließend die internationalen Restriktionen der Bundesbank.

Der US-amerikanische Politikzins ist die Federal Funds Rate. Die Abwertungserwartungen bezüglich des französischen Franc entsprechen der aus dem 12-Monatszinsdifferential mit Deutschland gewonnenen erwarteten Realignmentrate, deren Schätzung in Abschnitt 5.2 erläutert wurde. Vor dem Hintergrund der Bedeutung Frankreichs, der durchgehenden Teilnahme des Franc am Wechselkursmechanismus sowie der diesbezüglichen empirischen Evidenz zur ungedeckten Zinsparität stellt der französisch-deutsche Wechselkurs eine geeignete Grundlage dar, die Glaubwürdigkeit des gesamten EWS-Regimes zu bemessen.¹⁶⁸

¹⁶⁴Der Modellierungsansatz ist im Hinblick auf die ökonometrische Handhabbarkeit auch praktisch motiviert. Neben fehlenden strukturellen Restriktionen bezieht sich diese Einschränkung auch auf die Lag-Struktur des Systems.

¹⁶⁵Der erste Faktor entspricht im wesentlichen dem Levelfaktor (L) in den vorangegangenen Untersuchungen. Der zweite Faktor ist im eigentlichen Sinne nicht latent, da er konstruktionsbedingt den Verlauf der (beobachtbaren) Short rate abbildet (siehe unten).

¹⁶⁶Hördahl et al. (2006) verwenden diesbezüglich eine ähnliche Spezifikation, wenn auch in einem strukturell fundierteren Modell.

¹⁶⁷Vgl. Diebold et al. (2006), S. 320.

¹⁶⁸Aufgrund der hohen Dimensionalität des Modells erscheint es wenig zweckmäßig Abwertungserwartungen gegenüber allen EWS-Teilnehmerländern als geldpolitische Determinanten der Bundesbank einzu-

Die inländischen Größen sind gegenüber den vorherigen Untersuchungen unverändert. Bei den deutschen Zinssätzen handelt es sich um Monatsendstände. Die internationalen Faktoren sind Monatsdurchschnitte.

Alle Variablen werden mittelwertbereinigt und im Zustandsvektor $X = (i^*, g, \pi, \chi, \pi^e, i)$ zusammengefasst. Dessen Bewegungsgesetz entspricht einem unrestringierten vektorautoregressiven Prozess erster Ordnung:

$$X_t = \Phi X_{t-1} + \eta_t. \quad (6.1)$$

η_t bezeichnet die Innovationen des VAR-Systems, welche IID $N(0, \Sigma\Sigma')$ verteilt sind. Die Zinsgleichung in monetären VAR-Systemen kann als geldpolitische Reaktionsfunktion in reduzierter Form verstanden werden.¹⁶⁹ Im vorliegenden Fall ergibt sich für den kurzfristigen Inlandszins:

$$i_t = \sum_{j=1}^k \Phi_{kj} X_{j,t-1} + \eta_t(i), \quad (6.2)$$

Im Benchmark-Modell liegen $k = 4$, im EWS-Modell $k = 6$ Zustandsvariablen vor. Der Politikzins setzt sich zusammen aus der eigenen Verzögerung, systematischen Reaktionen auf verzögerte Schwankungen in den makroökonomischen Größen sowie einer geldpolitischen Innovation $\eta_t(i)$, welche dem Fehler der 1-Schrittprognose des VAR-Systems entspricht. Die Verzögerung des Politikzinses selbst bildet die Tendenz zur Zinsglättung der Zentralbank ab.¹⁷⁰

Die Innovationen des VAR-Systems sind potentiell untereinander korreliert, weshalb eine eindeutige Zuordnung fundamentaler ökonomischer Impulse nur mit Hilfe zusätzlicher Annahmen über die kontemporären Beziehungen erfolgen kann. Daraus resultierende identifizierende Restriktionen bezüglich der Matrix Σ ermöglichen es dann, die Strukturform der geldpolitischen Reaktionsfunktion zu ermitteln. Im vorliegenden Fall wird eine untere Dreiecksstruktur (Cholesky-Zerlegung) unterstellt. Die Reihenfolge der Variablen unterliegt dabei den Annahmen, dass der US-Politikzins nicht kontemporär auf Entwicklungen in Deutschland oder im EWS reagiert und die erwartungsbestimmten Größen χ und π^e Informationen über den aktuellen US-Politikzins und die wirtschaftliche Entwicklung in Deutschland verarbeiten. Dem inländischen Politikzins wird traditionell die Möglichkeit gegeben, auf alle anderen Größen in derselben Periode zu reagieren. Gleichung (6.1) hat nun die Form:

$$X_t = \Phi X_{t-1} + \Sigma \epsilon_t. \quad (6.3)$$

Die strukturellen Schocks ϵ_t sind IID $N(0, I)$ verteilt, also untereinander unkorreliert. Die zugehörige strukturelle Reaktionsfunktion hat die folgende Gestalt:¹⁷¹

$$i_t = \sum_{j=1}^{k-1} (-C_{kj}/C_{kk}) X_{j,t} + \sum_{j=1}^k D_{kj} X_{j,t-1} + (1/C_{kk}) \epsilon_t(i). \quad (6.4)$$

beziehen. Die Ergebnisse der Untersuchung sind allerdings qualitativ robust gegenüber der Verwendung des 3-Monatszinsdifferentials (Deutschland-Frankreich) sowie der Verwendung eines EWS-Aggregats aus FRF-, ITL- und UKP-Abwertungserwartungen.

¹⁶⁹ Vgl. hierzu und zum Folgenden: Rudebusch (1998), S. 909 f.

¹⁷⁰ Bezogen auf die vorliegende Analyse äußert sich ein solches Glättungsmotiv in stufenweisen Anpassungen der Zielinflationsrate im Untersuchungszeitraum durch die Bundesbank (Vgl. Clarida und Gertler (1997), S. 368 f).

¹⁷¹ Das strukturelle VAR-System lautet: $CX_t = DX_{t-1} + \epsilon_t$, $\epsilon_t \sim \text{IID } N(0, I)$. Die strukturellen Matrizen C und D können gemäß der Beziehungen $\Phi = C^{-1}D$ und $\Sigma = C^{-1}$ unter Berücksichtigung der identifizierenden Restriktionen in Σ bestimmt werden.

Der erste Term zeigt die Reaktion der Zentralbank auf aktuelle Entwicklungen der makroökonomischen Größen. Die Reaktion auf deren Verzögerungen sowie das Ausmaß der Zinsglättung beinhaltet der zweite Term. $\epsilon_t(i)$ ist ein geldpolitischer Schock im klassischen Sinne, da er die Abweichung des Politikzinses von der systematischen Reaktion auf aktuelle und verzögerte Schwankungen in den geldpolitischen Indikatoren bemisst. Hinsichtlich der dualen Wechselkursbeschränkung der Bundesbank ist insbesondere von Interesse, ob signifikante Reaktionen auf die internationalen Größen vorliegen. Dabei deutet ein Zinsgleichlauf mit der US-Geldpolitik auf ein realwirtschaftliches Stabilisierungsmotiv bezüglich des D-Mark/US-Dollar Wechselkurses hin. Interventionen im EWS erfordern dagegen eine gegenläufige Zinsreaktion auf Schwankungen in den Abwertungserwartungen, um den bilateralen Wechselkurs zu stabilisieren. Das Ausbleiben einer solchen Reaktion kann dementsprechend als Indiz für die Gültigkeit der GDH gewertet werden.

Die Zinssätze längerer Laufzeiten werden unter dem Ausschluss von Arbitragemöglichkeiten aus einem affinen Zinsstrukturmodell generiert. Dieses entstammt der wegweisenden Arbeit von Ang und Piazzesi (2003). Eine detaillierte Darstellung des Modells ist in Abschnitt 3.1 zu finden, weshalb an dieser Stelle nur die zentralen Gleichungen aufgeführt werden. Die Short rate Gleichung in affinen Zinsstrukturmodellen zeigt, wie der kurzfristige Zins (linear) von den Zustandsvariablen abhängt:

$$r_t = \delta_0 + \delta_1' X_t. \quad (6.5)$$

Bei der Verwendung von Monatsdaten entspricht die Short rate dem 1-Monatszins, also dem Zinssatz mit der kürzesten Laufzeit. Unter Berücksichtigung der Mittelwertbereinigung der Zustandsvariablen, wird der Parameter δ_0 auf Höhe des Stichprobenmittelwertes des 1-Monatszinses fixiert. Vor dem Hintergrund, dass i_t den mittelwertbereinigten kurzfristigen Zins abbildet, ist der Vektor δ_1 gemäß der Bedingung $i_t = r_t - \delta_0$ wie folgt zu definieren: $\delta_1 = (0, 0, 0, 0, 0, 1)'$.¹⁷² Diese Spezifikation ermöglicht es, den kurzfristigen Zins des affinen Zinsstrukturmodells, wie oben dargestellt, in die Zustandsdynamik zu integrieren. Das Vorgehen erfordert es allerdings, den 1-Monatszins als inländischen Politikzins zu interpretieren, was angesichts einer Korrelation von 0,99 mit dem Tagesgeldzins als zulässig erscheint. Hinsichtlich des ersten latenten Faktors π^e , welcher die Inflationserwartungen beschreibt, bedeutet das Verfahren, dass dessen Einfluss auf die Short rate nicht wie in den vorangegangenen Untersuchungen direkt über den Vektor δ_1 sondern indirekt über das Bewegungsgesetz (6.1) erfolgt.

Der Zinssatz für eine Laufzeit von n Monaten entspricht gemäß dem Pricing Kernel des Modells einer affinen Funktion der Zustandsvariablen:

$$y_t(n) = A_n + B_n' X_t, \quad (6.6)$$

wobei die Koeffizienten A_n und B_n Arbitragefreiheit garantierende Funktionen der Modellparameter sind. Für diese gelten gemäß (3.8)–(3.10) die folgenden Differenzgleichungen:¹⁷³

$$\begin{aligned} A_n &= \frac{1}{n} \left[\delta_0 + (n-1) \left(A_{n-1} - B_{n-1}' \Sigma \lambda_0 - \frac{n-1}{2} B_{n-1}' \Sigma \Sigma' B_{n-1} \right) \right], \\ B_n &= \frac{1}{n} [\delta_1 + (n-1) B_{n-1}' (\Phi - \Sigma \lambda_1)]. \end{aligned} \quad (6.7)$$

¹⁷²Im Benchmark-Modell gilt: $\delta_1 = (0, 0, 0, 0, 1)'$.

¹⁷³In der Darstellung des konstanten Koeffizienten A_n fehlt im Vergleich zu Abschnitt 3.1 die Konstante μ , da die Zustandsvariablen mittelwertbereinigt sind.

Dabei bezeichnet λ_0 konstante und λ_1 zeitvariable Marktpreise des Risikos, welche den Zustandsvariablen zugeordnet werden, und mit deren Hilfe laufzeitspezifische Risikoprämien gebildet werden können. Für eine Laufzeit von einem Monat ($n = 1$) entsprechen die Koeffizienten definitionsgemäß den Short rate Parametern δ_0 und δ_1 . Der vektorautoregressive Prozess der Zustandsvariablen und das affine Zinsstrukturmodell ergeben ein State Space Modell, aus dem die latenten Faktoren extrahiert und die Modellparameter geschätzt werden können. Für EWS- und Benchmarkmodell gelten die folgenden Spezifikationen.

EWS-Modell Im EWS-Modell lautet die Zustandsgleichung des Modells:

$$\begin{pmatrix} i_t^* \\ g_t \\ \pi_t \\ \chi_t \\ \pi_t^e \\ i_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \Phi_{11} & \Phi_{12} & \Phi_{13} & \Phi_{14} & \Phi_{15} & \Phi_{16} \\ \Phi_{21} & \Phi_{22} & \Phi_{23} & \Phi_{24} & \Phi_{25} & \Phi_{26} \\ \Phi_{31} & \Phi_{32} & \Phi_{33} & \Phi_{34} & \Phi_{35} & \Phi_{36} \\ \Phi_{41} & \Phi_{42} & \Phi_{43} & \Phi_{44} & \Phi_{45} & \Phi_{46} \\ \Phi_{51} & \Phi_{52} & \Phi_{53} & \Phi_{54} & \Phi_{55} & \Phi_{56} \\ \Phi_{61} & \Phi_{62} & \Phi_{63} & \Phi_{64} & \Phi_{65} & \Phi_{66} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} i_{t-1}^* \\ g_{t-1} \\ \pi_{t-1} \\ \chi_{t-1} \\ \pi_{t-1}^e \\ i_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \eta_t(i^*) \\ \eta_t(g) \\ \eta_t(\pi) \\ \eta_t(\chi) \\ \eta_t(\pi^e) \\ \eta_t(i) \end{pmatrix}, \quad (6.8)$$

mit $\eta_t \sim \text{IID } N(0, \Sigma\Sigma')$. Hinsichtlich der Kovarianzmatrix der Residuen $\Sigma\Sigma'$ wird, wie erwähnt, eine Cholesky-Zerlegung unterstellt. Die Beobachtungsgleichung hat die Form:¹⁷⁴

$$\begin{pmatrix} \tilde{y}_t(1) \\ \tilde{y}_t(\tau_2) \\ \vdots \\ \tilde{y}_t(\tau_N) \\ i_t^* \\ g_t \\ \pi_t \\ \chi_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \delta_0 \\ A_{\tau_2} \\ \vdots \\ A_{\tau_N} \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \\ B_{\tau_2, i^*} & B_{\tau_2, g} & B_{\tau_2, \pi} & B_{\tau_2, \chi} & B_{\tau_2, \pi^e} & B_{\tau_2, i} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ B_{\tau_N, i^*} & B_{\tau_N, g} & B_{\tau_N, \pi} & B_{\tau_N, \chi} & B_{\tau_N, \pi^e} & B_{\tau_N, i} \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} i_t^* \\ g_t \\ \pi_t \\ \chi_t \\ \pi_t^e \\ i_t \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} u_t(1) \\ u_t(\tau_2) \\ \vdots \\ u_t(\tau_N) \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \quad (6.9)$$

mit untereinander unkorrelierten Residuen $u_t(\tau) \sim \text{IID } N(0, \sigma_\tau^2)$. Dabei bezeichnet τ die Teilmenge der in der Schätzung verwendeten Laufzeiten. Die laufzeitspezifischen Koeffizienten A und B sind über die Differenzengleichungen in (6.7) definiert. Gleichungen (6.8) und (6.9) bilden den Zustandsraum des EWS-Modells ab.

Benchmark-Modell Im Benchmark-Modell werden die internationalen Faktoren aus dem Zustandsvektor X eliminiert. Das Bewegungsgesetz lautet dann:

$$\begin{pmatrix} g_t \\ \pi_t \\ \pi_t^e \\ i_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \Phi_{11} & \Phi_{12} & \Phi_{13} & \Phi_{14} \\ \Phi_{21} & \Phi_{22} & \Phi_{23} & \Phi_{24} \\ \Phi_{31} & \Phi_{32} & \Phi_{33} & \Phi_{34} \\ \Phi_{41} & \Phi_{42} & \Phi_{43} & \Phi_{44} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} g_{t-1} \\ \pi_{t-1} \\ \pi_{t-1}^e \\ i_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \eta_t(g) \\ \eta_t(\pi) \\ \eta_t(\pi^e) \\ \eta_t(i) \end{pmatrix}. \quad (6.10)$$

¹⁷⁴ \tilde{y} bezeichnet die Zinssätze in den Daten, die makroökonomischen Daten werden annahmegemäß ohne Messfehler beobachtet.

Die Beobachtungsgleichung hat nun die Form:

$$\begin{pmatrix} \tilde{y}_t(1) \\ \tilde{y}_t(\tau_2) \\ \vdots \\ \tilde{y}_t(\tau_N) \\ g_t \\ \pi_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \delta_0 \\ A_{\tau_2} \\ \vdots \\ A_{\tau_N} \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 0 & 0 & 0 & 1 \\ B_{\tau_2,g} & B_{\tau_2,\pi} & B_{\tau_2,\pi^e} & B_{\tau_2,i} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ B_{\tau_N,g} & B_{\tau_N,\pi} & B_{\tau_N,\pi^e} & B_{\tau_N,i} \\ 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} g_t \\ \pi_t \\ \pi_t^e \\ i_t \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} u_t(1) \\ u_t(\tau_2) \\ \vdots \\ u_t(\tau_N) \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix}. \quad (6.11)$$

Gleichungen (6.10) und (6.11) bilden den Zustandsraum des Benchmark-Modells ab. Werden die konstanten Terme der Beobachtungsgleichung im Vektor A und die Faktorladungen in der Matrix Λ zusammengefasst, kann die Zustandsraumform der Modelle in kompakter Weise dargestellt werden:

$$X_t = \Phi X_{t-1} + \eta_t, \quad (6.12)$$

$$\tilde{Y}_t = A + \Lambda X_t + u_t. \quad (6.13)$$

6.3 Ergebnisse der Parameterschätzung

Das Modell wird mit Hilfe des in Anhang A beschriebenen MCMC-Algorithmus geschätzt. Wie im AP- und RW-Ansatz wird die Gesamtzahl an Iterationen auf 2 Mio. gesetzt. Die Burn-In Phase beläuft sich auf 200.000 Iterationen. Aus dem anschließend generierten Sample von 1,8 Mio. Iterationen wird jeder 50. Wert behalten, um die Autokorrelation der Züge zu verringern. Für die Schätzung werden neben den (monatlich gemessenen) inländischen und internationalen makroökonomischen Variablen Zinssätze für Laufzeiten von 1, 3, 12, 36 und 60 Monaten verwendet. Der Untersuchungszeitraum deckt die Phase des Europäischen Währungssystems von 1979-03 bis 1998-12 ab.

Wie in den Ansätzen zuvor, werden in diesem Abschnitt zunächst die relevanten Ergebnisse der Parameterschätzung beschrieben. Die geldpolitische Analyse der Ergebnisse erfolgt in den Abschnitten 6.4–6.7. Dort wird zunächst die Reaktionsfunktion der Bundesbank betrachtet. Anschließend erfolgen Impuls-Antwort-Analyse und Varianzzerlegung sowie eine Analyse der privaten Erwartungsbildung anhand der Inflationserwartungen. Die faktor-spezifischen Risikoprämien werden im Anschluss daran hinsichtlich der Bewertung von makroökonomischer Unsicherheit untersucht. Abschnitt 6.7 fasst die zentralen Ergebnisse zusammen und liefert eine Diskussion.

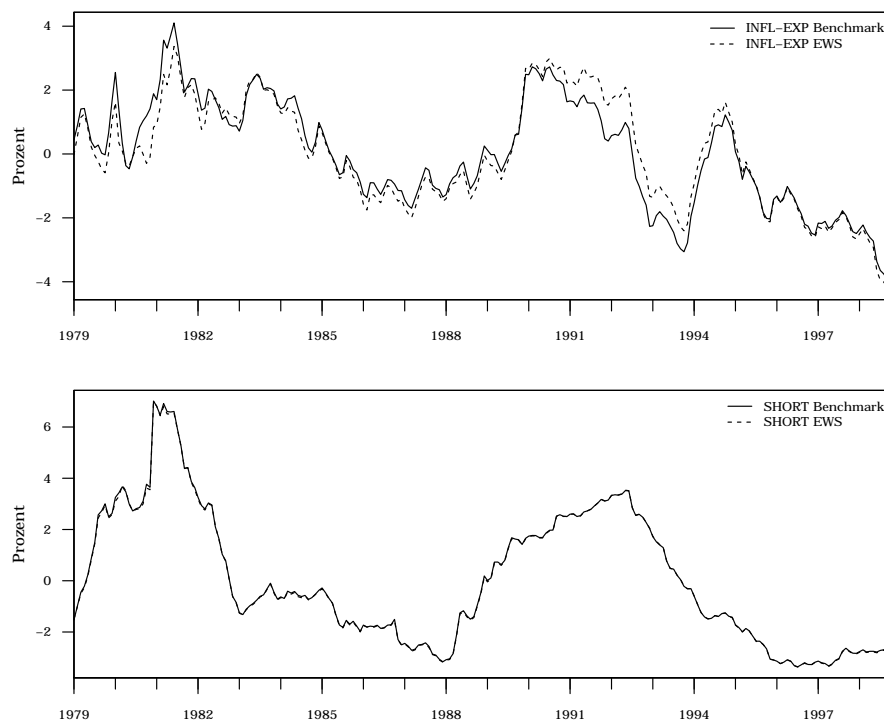
Latente Faktoren Tabelle 6.1 beinhaltet deskriptive Statistik zu den extrahierten Faktoren für die Inflationserwartungen (π^e) und den Politikzins (i). Deren Zeitreihenverlauf im Untersuchungszeitraum ist in Abbildung 6.1 dargestellt. Es wird deutlich, dass sich der Politikzins in Benchmark- und EWS-Modell faktisch nicht voneinander unterscheidet. Darüber hinaus entsprechen dessen Zeitreiheneigenschaften im wesentlichen denen des 1-Monatszinses (Tabelle 1.1), eine Tatsache, die konstruktionsbedingt auf die Parameterisierung von δ_1 zurückzuführen ist.¹⁷⁵ Der zweite latente Faktor, welcher annahmegemäß die Inflationserwartungen abbildet, zeigt mit wenigen Ausnahmen in beiden Modellansätzen den gleichen Verlauf. Die diesbezügliche Korrelation beträgt 0,96. Unter Berücksichtigung

¹⁷⁵Die Short rate des affinen Modells lädt einzig vom zweiten latenten Faktor, so dass dieser den 1-Monatszins abbilden muss (siehe Abschnitt 6.2).

Tabelle 6.1 Deskriptive Statistik: Latente Faktoren im EWS-Ansatz

	Mittelwert	St.-Abw.	Schiefe	Kurtosis	Min.	Max.	AK1	AK2	AK3
BENCHMARK									
π^e	0,00	1,67	-0,04	2,28	-3,98	4,10	0,97	0,91	0,86
i	0,00	2,55	0,63	2,59	-3,36	7,01	0,99	0,97	0,94
EWS									
π^e	0,00	1,70	-0,05	2,17	-4,23	3,37	0,96	0,91	0,86
i	0,00	2,55	0,62	2,57	-3,37	6,99	0,99	0,97	0,95

Zentrale Momente und Autokorrelationen der im Benchmark- und EWS-Modell extrahierten latenten Faktoren für Inflationserwartung (π^e) und Politikzins (i). Die Angabe der Autokorrelationen (AK) beziehen sich auf die Lags 1–3. Die Faktoren sind mittelwertbereinigt, annualisiert und in Prozentpunkten ausgedrückt. Der Untersuchungszeitraum ist 1979-03 bis 1998-12.

**Abbildung 6.1** Latente Faktoren im EWS-Ansatz

Gegenüberstellung des Zeitreihenverlaufs der latenten Faktoren für Inflationserwartung (INFL-EXP) und Politikzins (SHORT) im Benchmark- und EWS-Modell. Die Faktoren sind mittelwertbereinigt und annualisiert. Der Untersuchungszeitraum ist 1979-03 bis 1998-12.

der weitgehend identischen Zeitreiheneigenschaften kann festgehalten werden, dass sich dieser Faktor durch die Hinzunahme der internationalen Faktoren nicht verändert.¹⁷⁶

Benchmark-Modell Die Ergebnisse der Parameterschätzung im Benchmark-Modell sind in Tabelle 6.2 zusammengefasst. Bezüglich des Bewegungsgesetzes finden sich in der Matrix Φ neben den Diagonalelementen signifikante Einträge hinsichtlich des Einflusses der verzögerten Outputlücke (0,04) und der verzögerten Inflationsrate (0,11) auf den Politikzins. Erwartungsgemäß ebenfalls positiv, wenn auch insignifikant, ist dessen Abhängigkeit

¹⁷⁶Eine detaillierte Analyse der Inflationserwartungen erfolgt in Abschnitt 6.6.

Tabelle 6.2 Ergebnisse der Parameterschätzung im Benchmark-Modell

		Φ			
		g_{t-1}	π_{t-1}	π_{t-1}^e	i_{t-1}
g_t		0,944 (0,026)	-0,094 (0,110)	0,113 (0,079)	-0,017 (0,085)
π_t		0,009 (0,005)	0,945 (0,025)	0,008 (0,017)	0,023 (0,019)
π_t^e		0,002 (0,012)	0,022 (0,041)	0,962 (0,023)	-0,003 (0,029)
i_t		0,037 (0,007)	0,105 (0,031)	0,030 (0,021)	0,886 (0,023)
$\Sigma\Sigma'$					
		$\eta_t(g)$	$\eta_t(\pi)$	$\eta_t(\pi^e)$	$\eta_t(i)$
$\eta_t(g)$		2,198 (0,205)	-0,023 (0,031)	0,037 (0,102)	0,032 (0,042)
$\eta_t(\pi)$			0,097 (0,009)	0,003 (0,023)	0,005 (0,008)
$\eta_t(\pi^e)$				0,199 (0,071)	0,028 (0,029)
$\eta_t(i)$					0,139 (0,016)
λ_1					
	λ_0	g_t	π_t	π_t^e	i_t
$\lambda_t(g)$	-0,1 (6,5)	37,5 (26,2)	-74,3 (90,7)	90,8 (66,3)	-10,3 (71,0)
$\lambda_t(\pi)$	-16,0 (40,3)	32,7 (73,1)	178,8 (123,8)	52,6 (106,4)	92,4 (104,2)
$\lambda_t(\pi^e)$	-100,9 (14,3)	22,6 (29,7)	49,2 (114,1)	-74,0 (65,9)	-11,9 (80,0)
$\lambda_t(i)$	-28,5 (20,1)	88,2 (26,0)	278,1 (113,2)	-166,0 (75,8)	-138,0 (85,5)

Standardfehler befinden sich in Klammern. Signifikante Schätzergebnisse sind fett markiert. Das Signifikanzniveau beträgt 5%. Alle Größen sind annualisiert. Die Tabelle zeigt die Parameter der Übergangsgleichung (Φ), der Kovarianzmatrix ($\Sigma\Sigma'$) und der Marktpreise des Risikos (λ). Die Parameter der Kovarianzmatrix sind in Basispunkten gemessen. Der Zustandsraum des Modells ist durch die Gleichungen (6.10)–(6.11) gegeben. Der Untersuchungszeitraum ist 1979-03 bis 1998-12.

von den Inflationserwartungen der Vorperiode (0,03). Die Outputlücke zeigt eine negative Abhängigkeit von den Lags der Inflationsrate (−0,09) und des Politikzinses (−0,02) sowie eine deutlich positive von den verzögerten Inflationserwartungen (0,11). Letzteres Ergebnis kann dadurch begründet werden, dass der für Investitionen relevante ex-ante Realzins mit steigenden Inflationserwartungen sinkt und so einen positiven Einfluss auf die Produktion ausübt. Bezüglich der Koeffizienten der eigenen Verzögerungen ist der Politikzins (0,89) am wenigsten und die Inflationserwartung (0,96) am stärksten autokorreliert. Die Kovarianzmatrix der Residuen $\Sigma\Sigma'$ zeigt wie in den vorangegangenen Untersuchungen eine überaus

deutliche Streuung der Residuen der Outputlücke (2,2), was mit deren Zeitreihenverlauf (Abbildung 1.3) korrespondiert. Der zweitgrößte Eintrag liegt bezüglich der residualen Varianz der Inflationserwartungen vor, welche mit ca. 0,2 Basispunkten allerdings weniger als 10% der Größe der residualen Varianz der Outputlücke annimmt.

Tabelle 6.2 zeigt auch die Ergebnisse für die Marktpreise des Risikos, welche gemäß Gleichung (3.5) in affiner Form von den Zustandsvariablen abhängen. Die Marktpreise des Risikos sind aufgrund der Nichtlinearität der Arbitragerestriktionen und der kontemporären Beziehungen zwischen den Faktoren nicht unmittelbar hinsichtlich der Bedeutung der Faktoren für die laufzeitspezifischen Risikoprämien zu interpretieren. Wie zuvor werden im Folgenden die Ergebnisse zu den Marktpreisen des Risikos vor dem Hintergrund der affinen Modellierung in Abschnitt 3.1 beschrieben. Eine Analyse der Risikoprämien des Modells erfolgt erst in Abschnitt 6.6.

Die konstanten Marktpreise des Risikos λ_0 determinieren gemäß den Differenzengleichungen (6.7) die Mittelwerte der Zinssätze über den Vektor A . Der laufzeitspezifische Steigungskoeffizient B_n hängt dagegen von den zeitvariablen Marktpreisen des Risikos λ_1 ab, welche somit die zeitliche Variation der Risikoprämien bestimmen. Grundsätzlich bedeuten von Null verschiedene Einträge Abweichungen von der (lokalen) Erwartungshypothese. Negative Einträge bei den konstanten Marktpreisen des Risikos (Vektor λ_0) sorgen dafür, dass langfristige Zinssätze im Mittel über den kurzfristigen liegen.¹⁷⁷ Die durchweg negativen Einträge korrespondieren mit der im Untersuchungszeitraum steigenden durchschnittlichen Zinsstrukturkurve (Abbildung 1.1). Signifikant ist diesbezüglich der auf die Inflationserwartungen bezogene konstante Risikopreis.

Hinsichtlich der erwarteten Renditen längerfristiger Anleihen entstehen zusätzliche Unsicherheiten durch die Innovationen in ϵ_t , welche in Form von faktorspezifischen zeitvariablen Marktpreisen des Risikos (Matrix λ_1) entlohnt werden. Die Risikoentlohnung kann dabei positiv oder negativ ausfallen. Weichen die langfristigen Zinssätze in Reaktion auf Faktorschocks positiv vom Durchschnitt der erwarteten Kurzfristzinsen ab, so liegt eine positive faktorspezifische Risikoprämie vor. Bezüglich der Matrix λ_1 ist der Risikoaufschlag (betragsmäßig) um so größer, je stärker die Elemente auf der Hauptdiagonalen von Null abweichen. Je negativer die Diagonalelemente sind, desto positiver ist die Risikoprämie eines entsprechenden Faktorschocks. Im Umkehrschluss ist die Bedeutung eines Faktors für die Variation langfristiger Zinssätze umso geringer, je positiver die Diagonaleinträge (negativer die faktorspezifischen Risikoprämien) sind.¹⁷⁸ Im vorliegenden Fall sind deutlich negative Diagonalelemente hinsichtlich der Inflationserwartungen und des kurzfristigen Zinses zu beobachten, was darauf schließen lässt, dass deren Bedeutung im langfristigen Laufzeitpektrum größer ist, als wenn die entsprechenden Zinssätze als Durchschnitte erwarteter Kurzfristzinsen gebildet würden. Anders herum verhält es sich mit der Outputlücke und der Inflationsrate. Signifikante Einträge in der Matrix λ_1 liegen hinsichtlich der Einflüsse der anderen Variablen auf den kurzfristigen Zins vor. Dabei sind die Einträge der Outputlücke und der Inflationsrate positiv und der auf die Inflationserwartungen bezogene negativ.

Die zeitvariablen Marktpreise des Risikos λ_1 determinieren zusammen mit der Parame-

¹⁷⁷Der Mittelwert der Short rate ist dann unter dem risikoneutralen Wahrscheinlichkeitsmaß gemäß den Gleichungen (3.2) und (3.23–3.24) größer als unter dem datenerzeugenden Maß (Ang und Piazzesi (2003), S. 767).

¹⁷⁸Die Argumentation beruht auf der Annahme einer positiven Faktorabhängigkeit des kurzfristigen Zinses. Hängt dieser dagegen, wie im Fall der EWS-Abwertungserwartungen, negativ von einem Faktor ab, bedeuten negativere Elemente auch negativere Risikoaufschläge für positive Faktorschocks.

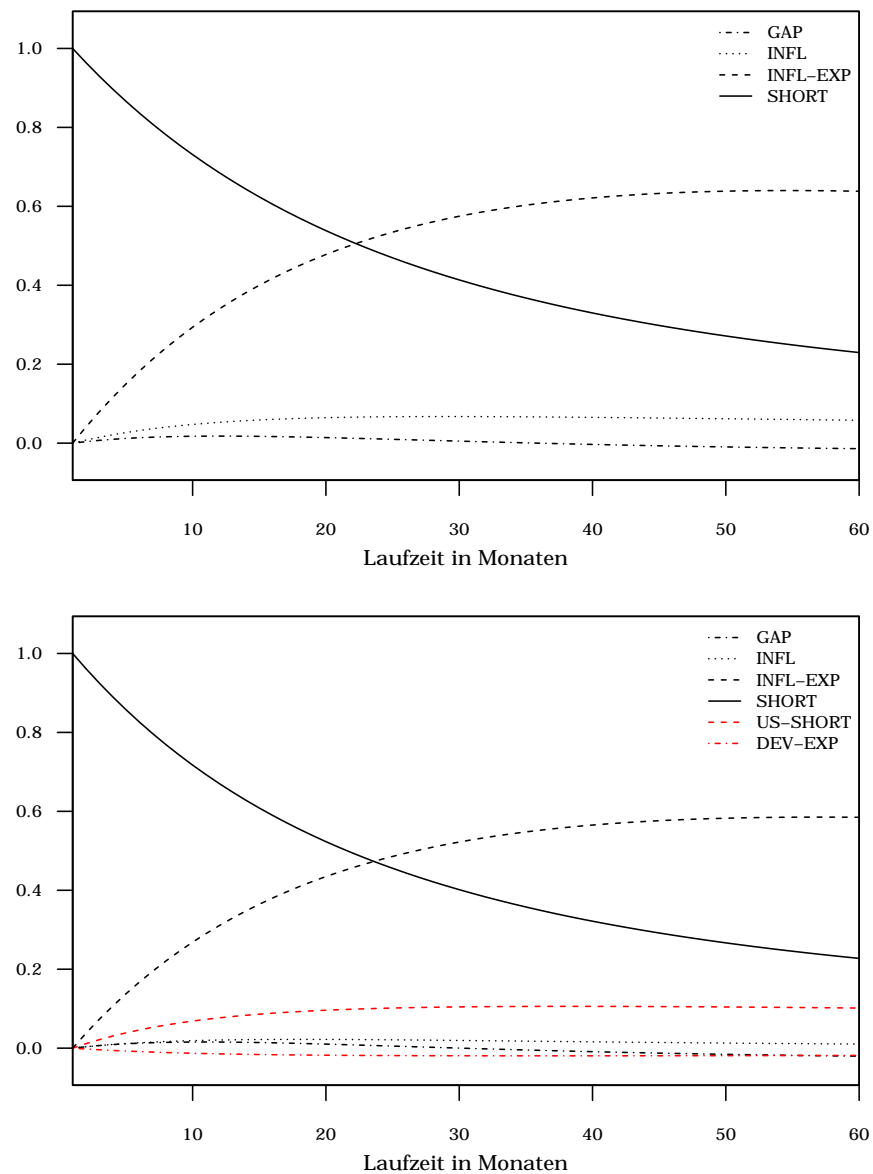


Abbildung 6.2 Faktorladungen im EWS-Ansatz

Faktorladungen der Zustandsvariablen im EWS-Ansatz. Das obere Diagramm zeigt die Faktorladungen des Benchmark-, das untere die des EWS-Modells. Zustandsvariablen sind Outputlücke (GAP), Inflationsrate (INFL), Inflationserwartung (INFL-EXP), inländischer Politikzins (SHORT), US-Politikzins (US-SHORT) und Abwertungserwartungen französischer Franc gegenüber deutscher Mark (DEV-EXP). Die Faktorladungen entsprechen den laufzeitspezifischen B -Koeffizienten in Gleichung (6.6). Der Untersuchungszeitraum ist 1979-03 bis 1998-12.

termatrix Φ und den Short rate Parametern δ_1 die Faktorladungen der Zinssätze, welche den Zeilen der Matrix B entnommen werden können. Diese geben Aufschluss darüber, wie Veränderungen einzelner Zustandsvariablen auf die Laufzeitstruktur der Zinssätze wirken. Abbildung 6.2 stellt die Faktorladungen im Benchmark- und EWS-Modell gegenüber. Bei deren Analyse muss beachtet werden, dass sie die sofortige Reaktion der Zinssätze auf eine Veränderung einer Zustandsvariable in Höhe von einer Einheit abbilden. Dabei werden allerdings die kontemporären Abhängigkeiten der Variablen untereinander vernachlässigt, so dass Abbildung 6.2 die tatsächliche Reaktion der Zinssätze nur bedingt (ohne kontemporäre Korrelation) darstellt. Die in Abschnitt 6.5 durchgeführte Impuls-Antwort-Analyse ist demzufolge eher in der Lage, den Einfluss von Innovationen in den Zustandsvariablen auf die Laufzeitstruktur zu bemessen. Nichtsdestotrotz vermittelt Abbildung 6.2 einen ersten Eindruck über die Bedeutung der einzelnen Faktoren entlang der Zinsstruktur. Eine Veränderung des Politikzinses (in Höhe von Eins) hat erwartungsgemäß einen deutlich stärkeren Effekt im kurzen (1,00) im Vergleich zum langen Laufzeitbereich (0,25). Das Ergebnis deutet an, dass die Zentralbank über Veränderungen der Steigung der Zinsstrukturkurve Einfluss auf die gesamtwirtschaftliche Entwicklung nimmt. Die Faktorladung der Inflationserwartungen steigt mit zunehmender Laufzeit der Zinssätze. Für den 60-Monatszins erreicht sie eine Höhe von 0,61. Ökonomisch intuitiv schlagen sich veränderte Inflationserwartungen demnach deutlicher in den von Inflation stärker betroffenen Regionen der Zinsstruktur nieder.¹⁷⁹ Die Faktorladungen der Inflationsrate und der Outputlücke haben im Vergleich zu denen der anderen beiden Variablen eine wesentlich geringere Höhe, wobei insbesondere hinsichtlich der Outputlücke bedacht werden muss, dass es sich um Reaktionen auf Veränderungen in Höhe von einer Einheit handelt. Würde eine Gewichtung mit der Standardabweichung erfolgen, so wäre die diesbezügliche Faktorladung stärker ausgeprägt. Die Inflationsrate hat eine höhere Wirkung am langen Ende der Zinsstruktur (0,08 für den 36-Monatszins), während die Outputlücke zunächst eher im kürzeren Laufzeitbereich wirkt (0,02 für den 12-Monatszins).

EWS-Modell Die Ergebnisse der Parameterschätzung im EWS-Modell finden sich in Tabelle 6.3. Die Matrix Φ beinhaltet zahlreiche signifikante Parameter. Die Outputlücke hängt im Vergleich zum Benchmark-Modell nun noch stärker (0,22) und dazu signifikant über den ex-ante Realzins von den verzögerten Inflationserwartungen ab. Der deutsche Politikzins zeigt weiterhin signifikant positive Abhängigkeiten von verzögerten Werten der Inflationsrate (0,09) und der Outputlücke (0,03). Hinzugekommen ist eine signifikant positive Wirkung des verzögerten US-Politikzinses (0,05) und eine signifikant negative Wirkung verzögerter Abwertungserwartungen im EWS (−0,03) auf den inländischen Politikzins. Dessen Abhängigkeit von den inländischen Inflationsgrößen verringert sich durch die internationalen Faktoren geringfügig. Die verzögerten Abwertungserwartungen üben einen deutlichen signifikant negativen Einfluss auf die Outputlücke (−0,11) aus. Der verzögerte US-Politikzins hat einen signifikant positiven Effekt auf die Abwertungserwartungen. Diese hängen zudem recht deutlich von Verzögerungen der Outputlücke (−0,07) und der Inflationserwartungen (0,16) ab. Der Einfluss des deutschen Politikzinses auf die Abwertungserwartungen ist, wie zu erwarten, positiv (0,07), dabei allerdings nicht signifikant.

¹⁷⁹Die Faktorladung weicht von der des Levelfaktors in den vorangegangenen Untersuchungen, welcher ebenfalls mit den Inflationserwartungen assoziiert wurde, ab. Der andere Verlauf ist dabei auf die Spezifikation der Short rate r_t zurückzuführen. In den zuvor dargestellten Modellen ging der mit dem Zinsniveau verknüpfte Faktor mit einem Koeffizienten von 1 in die Bemessung der Short rate ein, wohingegen er im Benchmark- und EWS-Modell nur indirekt über seinen Einfluss auf den Politikzins auf das kurze Laufzeitende wirkt. Als Resultat stellt sich der von diesem Faktor ausgelöste Niveaushift erst ab einer Laufzeit von ca. 36 Monaten ein.

Tabelle 6.3 Ergebnisse der Parameterschätzung im EWS-Modell

Φ							
	i_{t-1}^*	g_{t-1}	π_{t-1}	χ_{t-1}	π_{t-1}^e	i_{t-1}	
i_t^*	0,979 (0,021)	0,008 (0,017)	0,056 (0,063)	-0,004 (0,024)	0,002 (0,053)	-0,052 (0,050)	
g_t	0,073 (0,044)	0,900 (0,034)	-0,092 (0,117)	-0,111 (0,046)	0,217 (0,097)	-0,060 (0,091)	
π_t	0,015 (0,008)	0,011 (0,007)	0,936 (0,025)	-0,000 (0,009)	-0,009 (0,021)	0,024 (0,020)	
χ_t	0,054 (0,031)	-0,073 (0,023)	-0,093 (0,083)	0,873 (0,033)	0,157 (0,069)	0,071 (0,064)	
π_t^e	0,012 (0,016)	0,004 (0,013)	0,003 (0,041)	0,000 (0,016)	0,950 (0,031)	0,013 (0,032)	
i_t	0,049 (0,010)	0,031 (0,008)	0,087 (0,030)	-0,028 (0,011)	0,019 (0,024)	0,875 (0,024)	
$\Sigma\Sigma'$							
	$\eta_t(i^*)$	$\eta_t(g)$	$\eta_t(\pi)$	$\eta_t(\chi)$	$\eta_t(\pi^e)$	$\eta_t(i)$	
$\eta_t(i^*)$	0,629 (0,060)	-0,026 (0,079)	0,024 (0,017)	0,026 (0,053)	0,021 (0,060)	0,000 (0,020)	
$\eta_t(g)$		2,186 (0,207)	-0,024 (0,031)	-0,049 (0,099)	0,064 (0,105)	0,017 (0,040)	
$\eta_t(\pi)$			0,097 (0,009)	-0,008 (0,021)	0,007 (0,019)	-0,000 (0,008)	
$\eta_t(\chi)$				1,015 (0,096)	-0,025 (0,073)	-0,070 (0,027)	
$\eta_t(\pi^e)$					0,208 (0,065)	0,026 (0,020)	
$\eta_t(i)$						0,125 (0,015)	
λ_1							
	λ_0	i_t^*	g_t	π_t	χ_t	π_t^e	i_t
$\lambda_t(i^*)$	-10,6 (12,9)	137,6 (44,1)	11,5 (39,5)	85,7 (100,4)	-7,3 (47,0)	4,3 (84,3)	-79,1 (80,8)
$\lambda_t(g)$	0,1 (6,7)	74,8 (40,6)	1,5 (31,9)	-71,9 (96,6)	-92,9 (41,4)	171,7 (81,4)	-51,3 (76,0)
$\lambda_t(\pi)$	-3,2 (40,6)	74,1 (91,9)	30,8 (81,6)	135,9 (127,1)	-11,4 (85,3)	-34,8 (114,6)	90,4 (110,0)
$\lambda_t(\chi)$	1,7 (10,5)	62,9 (47,2)	-88,0 (37,9)	-114,1 (104,8)	-30,4 (47,9)	194,3 (88,3)	89,0 (82,0)
$\lambda_t(\pi^e)$	-105,5 (12,0)	-22,5 (45,0)	27,1 (35,4)	-1,3 (118,3)	17,3 (45,5)	-116,8 (87,3)	44,3 (87,4)
$\lambda_t(i)$	-32,1 (18,8)	109,0 (43,9)	61,9 (32,7)	261,1 (116,2)	-90,6 (45,3)	-148,9 (94,9)	-156,5 (89,8)

Standardfehler befinden sich in Klammern. Signifikante Schätzergebnisse sind fett markiert. Das Signifikanzniveau beträgt 5%. Alle Größen sind annualisiert. Die Tabelle zeigt die Parameter der Übergangsgleichung (Φ), der Kovarianzmatrix ($\Sigma\Sigma'$) und der Marktpreise des Risikos (λ). Die Parameter der Kovarianzmatrix sind in Basispunkten gemessen. Der Zustandsraum des Modells ist durch die Gleichungen (6.8)–(6.9) gegeben. Der Untersuchungszeitraum ist 1979-03 bis 1998-12.

Die stärkste Autokorrelation ist beim US-Politikzins (0,98) und erwartungsgemäß den deutschen Inflationserwartungen (0,95) zu beobachten. Die geringsten Werte finden sich bei den Abwertungserwartungen (0,87) und dem Politikzins (0,88). Eine Interpretation der aus den Parameterergebnissen erwachsenden internationalen Interdependenzen erfolgt im Rahmen der Impuls-Antwort-Analyse in Abschnitt 6.5. Die Kovarianzmatrix $\Sigma\Sigma'$ beinhaltet neben den signifikanten Diagonalelementen einen signifikant negativen Eintrag bezüglich der Kovarianz zwischen den Politikzins- und den Abwertungserwartungsresiduen. Neben der residualen Varianz der Outputlücke (2,19) weisen die Residuen der internationalen Faktoren mit 1,02 (Abwertungserwartungen) und 0,63 Basispunkten (US-Politikzins) recht hohe Streuungen auf.

Hinsichtlich der Marktpreise des Risikos gilt wiederum die eingeschränkte Interpretierbarkeit der Parameterwerte bezüglich der Risikoprämien des Modells. Im Folgenden werden die Schätzergebnisse beschrieben. Die Bedeutung einzelner Faktoren für die Risikoprämien wird in Abschnitt 6.6 untersucht. Der Vektor der konstanten Marktpreise des Risikos λ_0 zeigt weiterhin nur einen signifikanten Eintrag an, welcher sich auf die Inflationserwartungen bezieht. Dieser ist weiterhin negativ und außerordentlich signifikant. Die Matrix λ_1 beinhaltet einige signifikante zeitvariable Marktpreise des Risikos. Die diesbezüglichen Einflüsse der Inflationsrate und der Outputlücke auf den Risikopreis des Politikzinses sind im Vergleich zum Benchmark-Modell ähnlich hoch, allerdings nicht mehr signifikant. Stattdessen finden sich hier signifikante Einflüsse der internationalen Faktoren, wobei der US-Politikzins positiv und die Abwertungserwartungen negativ wirken. Darüber hinaus signifikant ist der positive Einfluss des US-Politikzinses auf den eigenen Risikopreis sowie der negative Einfluss der Abwertungserwartungen auf den Risikopreis der Outputlücke. Dieser wird zudem signifikant positiv von den Inflationserwartungen beeinflusst, welche eine ebenfalls signifikant positive Wirkung auf den Risikopreis der Abwertungserwartungen ausüben. Abschließend liegt eine diesbezüglich signifikant negative Wirkung der Outputlücke vor. Bezüglich der Diagonalelemente lassen die der nationalen Faktoren weiterhin darauf schließen, dass die Bedeutung der Inflationserwartungen und des Politikzinses im langen Laufzeitbereich größer und die der Inflationsrate und der Outputlücke kleiner ist als vom Durchschnitt der erwarteten Kurzfristzinsen angezeigt. Der Eintrag des US-Politikzinses ist deutlich positiv, was einen negativen Einfluss auf die zugehörige Risikoprämie ausübt.

Die mit Hilfe der Marktpreise des Risikos gewonnenen Faktorladungen (Abbildung 6.1) zeigen für den Politikzins und die Inflationserwartungen im Vergleich zum Benchmark-Modell im wesentlichen gleiche Verläufe. Deren Wirkungen am langen Ende betragen nun 0,23 (Politikzins) und 0,57 (Inflationserwartungen). Die Faktorladung der Inflationsrate fällt durch die Hinzunahme der internationalen Faktoren deutlich. Die maximale Ladung sinkt von 0,08 auf 0,02. Die maximale Ladung der Outputlücke wird weiterhin nach 12 Monaten bei 0,02 erreicht. Einen sehr deutlichen Ausgangseffekt auf die Laufzeitstruktur hat der US-Politikzins. Seine maximale Wirkung beträgt 0,11 nach 36 Monaten. Die Wirkung der Abwertungserwartungen ist negativ und angesichts eines Maximalwertes von $-0,02$ recht gering. Im Hinblick auf die Analyse der Risikoprämien in Abschnitt 6.6 können als vorläufige Evidenzen für deren Bedeutung die Faktorladungen unter Gültigkeit der (lokalen) Erwartungshypothese ($\lambda = 0$) gebildet werden. Für den US-Politikzins ergibt sich dann bspw. eine Verdopplung der Reaktion des 60-Monatszinses (0,23). Für die Inflationsrate steigt der diesbezügliche Einfluss von 0,02 auf 0,18. Dass Variationen in den Inflationserwartungen eine erhebliche Unsicherheit bedingen, wird durch deren Einfluss auf das lange Ende der Zinsstruktur deutlich. Unter der Erwartungshypothese liegt dieser lediglich bei 0,12. Risikobereinigt ergibt sich dagegen eine Wirkung in Höhe von 0,57.

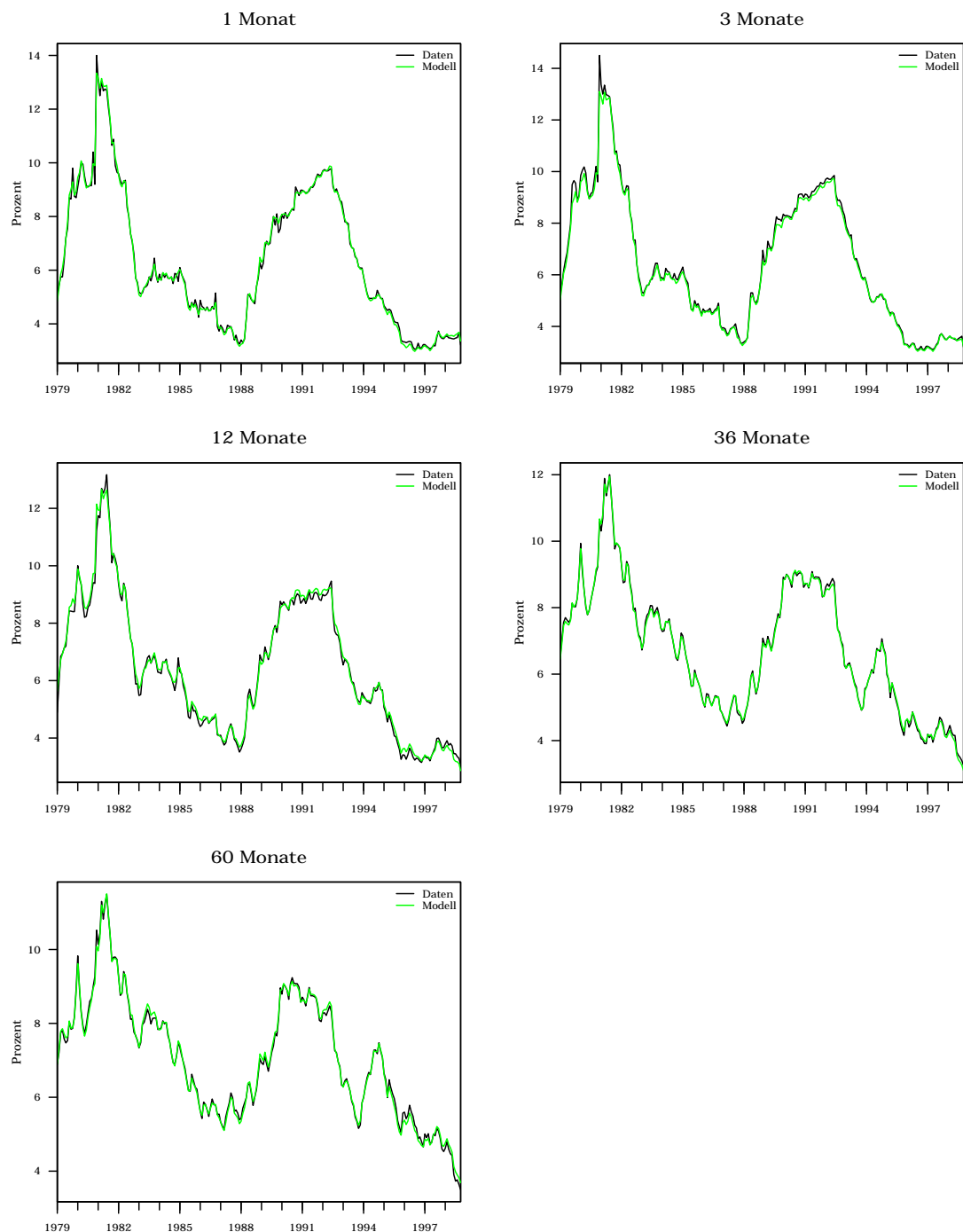


Abbildung 6.3 Abbildungsgenauigkeit der Zinssätze im EWS-Ansatz

Gegenüberstellung der geschätzten und tatsächlichen Zinssätze im EWS-Modell. Die Zinssätze sind annua-
lisiert. „Daten“ bezeichnet die tatsächlichen Zinssätze, „Modell“ die Schätzergebnisse. Der Untersuchen-
szeitraum ist 1979-03 bis 1998-12.

Tabelle 6.4 Eigenschaften der geschätzten Residuen im EWS-Ansatz

Laufzeit	Benchmark-Modell		EWS-Modell	
	Mittelwert	St.-Abw.	Mittelwert	St.-Abw.
1	0,000	22,812	0,000	22,037
3	10,517	23,535	10,530	23,389
12	-5,731	22,176	-5,737	21,894
36	1,312	15,899	1,179	15,921
60	-0,109	17,214	0,050	17,549

Mittelwerte und Standardabweichungen der annualisierten Residuen (u) im Benchmark- und EWS-Modell. Alle Größen sind in Basispunkten ausgewiesen. Der Untersuchungszeitraum ist 1979-03 bis 1998-12.

Die Abbildungsgenauigkeit des Modells kann abschließend anhand von Abbildung 6.3 und Tabelle 6.4 beurteilt werden. Die Standardabweichungen der Zinsresiduen liegen zwischen 16 und 24 Basispunkten, was dem Standard solcher Untersuchungen entspricht.¹⁸⁰

Hinsichtlich der Bedeutung des internationalen Umfelds ist von Interesse, wie genau die Bundesbank auf Schwankungen der internationalen Faktoren reagiert hat und welche Rolle die Faktoren bezüglich der Erwartungen der privaten Akteure gespielt haben. Im Folgenden wird die aus den Parameterergebnissen abgeleitete Reaktionsfunktion der Bundesbank näher untersucht. Die Abschnitte 6.5 und 6.6 beschäftigen sich anschließend mit der Dynamik des Systems sowie den aus den längerfristigen Zinssätzen gewonnenen Inflationserwartungen und faktorspezifischen Risikoprämien.

6.4 Geldpolitische Reaktionsfunktionen

Die Reaktionsfunktion der Bundesbank im Europäischen Währungssystem kann aus den Ergebnissen der Parameterschätzung in reduzierter und struktureller Form gewonnen werden. Tabelle 6.5 vergleicht die Parameter der geldpolitischen Reaktionsfunktion zwischen dem Benchmark- und dem EWS-Modell. Die reduzierte Form ist in Gleichung (6.2) zu finden. Deren Parameter entsprechen der letzten Zeile der Matrix Φ und können aus den Tabellen 6.2 und 6.3 abgelesen werden. Die Parameter der strukturellen Reaktionsfunktion in Gleichung (6.4) können mit Hilfe identifizierender Annahmen bezüglich der Kovarianzmatrix der Residuen (Cholesky-Zerlegung) aus den Parametern der reduzierten Form gewonnen werden. In beiden Modellen sind in reduzierter Form alle Koeffizienten mit Ausnahme des Koeffizienten der Inflationserwartungen signifikant. Die Strukturform der Reaktionsfunktion weist dagegen in beiden Modellen überwiegend insignifikante Parameter auf. Dabei ist im EWS-Modell neben dem Koeffizienten der eigenen Verzögerung einzig die augenblickliche Reaktion der Bundesbank auf Abwertungserwartungen im EWS signifikant. Die hohe Anzahl insignifikanter Parameter in der Strukturform ist an dieser Stelle hinsichtlich der dynamischen Interaktion der Modellvariablen irreführend. Die Impuls-Antworten im folgenden Abschnitt zeigen nämlich, dass die Reaktionen des Politikzinses auf Schwankungen der relevanten Größen in vielen Fällen durchaus signifikant ist. Die Reaktionsfunktion ist daher wie die reinen Parameterergebnisse zuvor zumindest hinsichtlich der Signifikanz nur eingeschränkt interpretierbar.

Die Reaktionsfunktion kann aufgrund der Berücksichtigung privater Erwartungen als vor-

¹⁸⁰Im AP-Ansatz liegen diese zwischen 15 und 24, im RW-Ansatz zwischen 17 und 23 Basispunkten.

Tabelle 6.5 Geldpolitische Reaktionskoeffizienten im EWS-Ansatz

Variable	Benchmark-Modell		EWS-Modell	
	Strukturell	Reduziert	Strukturell	Reduziert
i_{t-1}	0,887 (0,024)	0,886 (0,023)	0,879 (0,025)	0,875 (0,024)
g_t	0,012 (0,019)		0,003 (0,018)	
g_{t-1}	0,024 (0,020)	0,037 (0,007)	0,023 (0,019)	0,031 (0,008)
π_t	0,028 (0,092)		-0,015 (0,083)	
π_{t-1}	0,074 (0,095)	0,105 (0,031)	0,094 (0,085)	0,087 (0,030)
π_t^e	0,168 (0,137)		0,131 (0,102)	
π_{t-1}^e	-0,134 (0,132)	0,030 (0,021)	-0,096 (0,100)	0,019 (0,024)
i_t^*			-0,001 (0,033)	
i_{t-1}^*			0,052 (0,034)	0,049 (0,010)
χ_t			-0,065 (0,026)	
χ_{t-1}			0,029 (0,026)	-0,028 (0,011)

Standardfehler befinden sich in Klammern. Signifikante Schätzergebnisse sind fett markiert. Das Signifikanzniveau beträgt 5%. Die Tabelle zeigt die Parameter der strukturellen Reaktionsfunktion (Gleichung 6.4) und deren reduzierter Form (Gleichung 6.2) im Benchmark- und EWS-Modell. Der Berechnung liegt eine Cholesky-Zerlegung der Kovarianzmatrix der Residuen zugrunde. Der Untersuchungszeitraum ist 1979-03 bis 1998-12.

ausschauend (Forward-Looking) bezeichnet werden.¹⁸¹ Hinsichtlich der strukturellen Parameter im EWS-Modell kann zwischen den Reaktionen auf Veränderungen der privaten Erwartungen und den Reaktionen auf Schwankungen in der tatsächlichen Preis- und Konjunkturentwicklung unterschieden werden. Während Veränderungen der Inflations- und Abwertungserwartungen sofortige Zinsanpassungen auslösen, stellt sich der Effekt des US-Politikzinses, der Outputlücke und der Inflationsrate auf den deutschen Politikzins im wesentlichen erst mit einer Periode Verzögerung ein. Die maximale Zinsreaktion wird bei den Erwartungsgrößen somit schneller erreicht. Hinsichtlich der Reaktion auf die tatsächliche Preis- und Konjunkturentwicklung kommt es dagegen eher zu einer schrittweisen Anpassung des Politikinstruments im Sinne einer Zinsglättung. Innovationen in den Inflationserwartungen in Höhe von 1% haben sofortige Zinsreaktionen um 0,13% zur Folge, welche nur sehr langsam wieder zurückgeführt werden. Auch die Abwertungserwartungen im EWS üben einen recht deutlichen kontemporären Effekt aus. So führt ein Anstieg hier

¹⁸¹Clarida et al. (1998) liefern in diesem Zusammenhang empirische Evidenz für das vorausschauende Verhalten wichtiger Zentralbanken.

zu einer sofortigen Zinssenkung durch die Geldpolitik ($-0,07\%$). Vor dem Hintergrund, dass steigende Abwertungserwartungen im EWS eine erwartete Aufwertung der D-Mark bedeuten, übt die Bundesbank in einer solchen Situation durch die Zinssenkung einen Abwertungsdruck auf die heimische Währung aus, um so den Wechselkurs aus Sicht des EWS-Auslandes zu stützen. Das Ergebnis kann als erstes Indiz gegen eine vollständige Dominanz Deutschlands im EWS gewertet werden. Das Stabilisierungsmotiv bezogen auf den D-Mark/US-Dollar Wechselkurs schlägt sich in der positiven Reaktion des deutschen Politikzinses auf Anstiege im US-Politikzins nieder. Eine restriktive US-Geldpolitik vergrößert zunächst den Zinsabstand zu den USA und erzeugt über Kapitalexporte einen Abwertungsdruck auf die D-Mark, welcher potentiell eine positive konjunkturelle Entwicklung begründet. Die positive Zinsreaktion in den Folgeperioden nimmt einen Teil der Abwertungstendenz zurück. Die (verzögerten) Reaktionen auf Veränderungen der heimischen Outputlücke und Inflationsrate haben die erwartete Gestalt. Erwartungsgemäß wesentlich stärker ist diesbezüglich die geldpolitische Reaktion auf die Preisentwicklung.

Als Zwischenfazit lässt sich hinsichtlich der geldpolitischen Reaktionsfunktion unter der Einschränkung einer fehlenden Dynamik argumentieren, dass Veränderungen der privaten Erwartungen noch in derselben Periode Zinsreaktionen ausgelöst haben, während bezogen auf die weiteren Variablen geldpolitisch eher ein Zinsglättungsmotiv verfolgt wurde. Der traditionelle Fokus auf Preisniveaustabilität schlägt sich in den deutlichen Reaktionen auf Veränderungen der tatsächlichen Inflationsrate sowie der Inflationserwartungen nieder. Vor dem internationalen Hintergrund zeigen sich Stabilisierungsmotive bezüglich des D-Mark/US-Dollar Wechselkurses sowie entgegen der GDH bezüglich der Mitgliedschaft im EWS. An die vorangegangene partialanalytische Betrachtung der Bundesbank-Reaktionsfunktion schließt sich im Folgenden eine Analyse der Impuls-Antworten des VAR-Systems an, welche es erlaubt, Aussagen über die Dynamik der Beziehungen zwischen den Variablen zu treffen.

6.5 Impuls-Antwort-Analyse und Varianzzerlegung

Die Ergebnisse der Impuls-Antwort-Analyse im EWS-Modell sind in den Abbildungen 6.4 (Zustandsvariablen) und 6.5 (Zinssätze) aufgeführt. In den Spalten dargestellt werden die orthogonalisierten Reaktionen der Modellvariablen und der Zinssätze auf einen Impuls in Höhe von einer Einheit in einer einzelnen Variable, also einem residualen Schock in Höhe von einem Prozentpunkt, im Verlauf der folgenden 30 Monate. Neben den Impulsantworten (durchgezogene Linie) beinhaltet jede Abbildung ein 95%-Konfidenzintervall (gestrichelte Linien). Hinsichtlich der Normierung der Schocks auf eine Einheit ist zu beachten, dass die quantitative Bedeutung von Variablen mit einer geringen residualen Standardabweichung gegenüber solchen, deren Residuen stark streuen, überzeichnet wird.

Innovationen in den nationalen Faktoren Ein positiver konjunktureller Impuls in Form eines strukturellen Outputchocks hat mittel- und langfristig einen Anstieg der Inflationsrate zur Folge (maximal 10 Basispunkte). Die Bundesbank reagiert auf die positiven Veränderungen der beiden Größen mit einem deutlichen Anstieg des Politikzinses, was den prozentualen Outputanstieg über einen erhöhten ex-ante Realzins zurückdrängt und die Erhöhung des Preisniveaus auf ein moderates Niveau begrenzt.¹⁸² Die Anpassung des

¹⁸²Der ex-ante Realzins ist in diesem Fall definiert als Differenz aus dem kurzfristigen Zins und den Inflationserwartungen: $i_t - \pi_t^e$. Bei unveränderten Inflationserwartungen erhöht ein Anstieg des Politikzinses

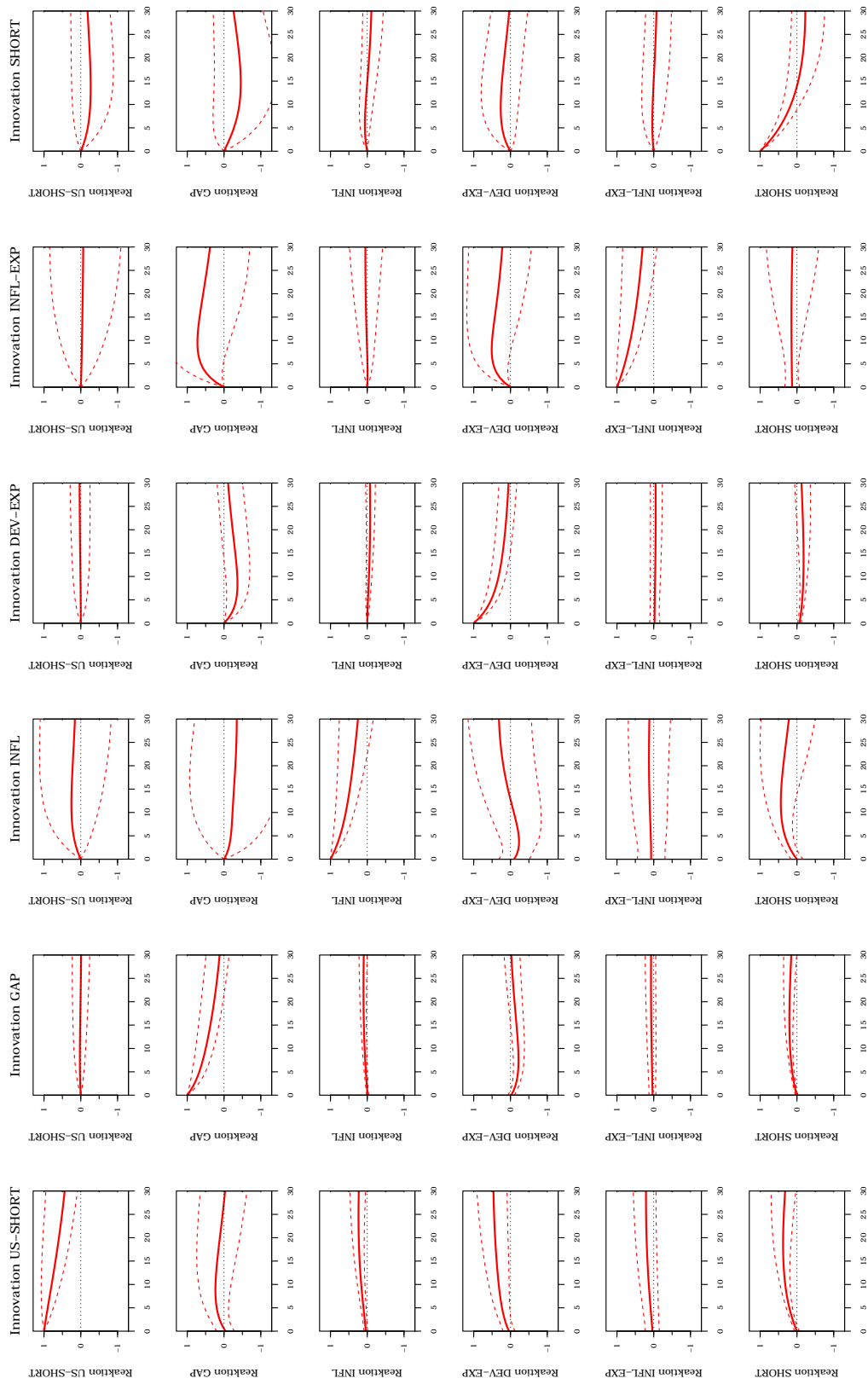


Abbildung 6.4 Impulsantworten im EWS-Ansatz I: Zustandsvariablen

Impulsantworten der Zustandsvariablen auf Innovationen in Höhe von einem Prozentpunkt in den Zustandsvariablen. Zustandsvariablen sind (in der Kausalordnung) US-Politikzins (US-SHORT), Outputlücke (GAP), Inflationsrate (INFL), Abwertungserwartungen französischer Franc gegenüber deutscher Mark (DEV-EXP), Inflationserwartung (INFL-EXP) und inländischer Politikzins (SHORT). Die Identifikation ist rekursiv. Der Zustandsraum des Modell ist durch die Gleichungen (6.8)–(6.9) gegeben. Der Untersuchungszeitraum ist 1979-03 bis 1998-12.

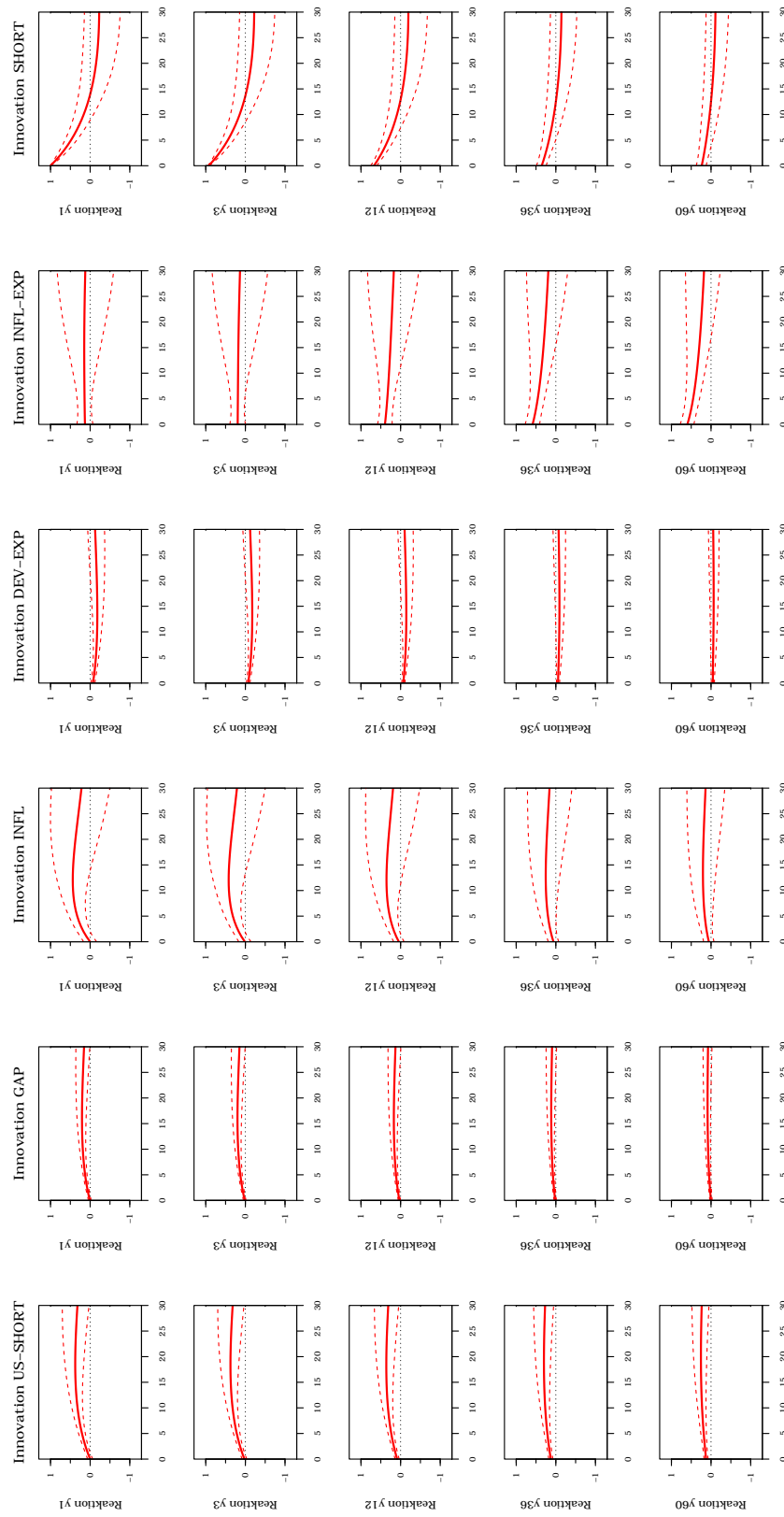


Abbildung 6.5 Impulsantworten im EWS-Ansatz II: Zinssätze

Impulsantworten der Zinssätze auf Innovationen in Höhe von einem Prozentpunkt in den Zustandsvariablen. Zustandsvariablen sind (in der Kausalordnung) US-Politikzins (US-SHORT), Outputlücke (GAP), Inflationsrate (INFL), Abwertungserwartungen französischer Franc gegenüber deutscher Mark (DEV-EXP), Inflationserwartung (INFL-EXP) und inländischer Politikzins (SHORT). Die Identifikation ist rekursiv. Der Zustandsraum des Modell ist durch die Gleichungen (6.8)–(6.9) gegeben. Der Untersuchungszeitraum ist 1979-03 bis 1998-12.

Politikzinses erfolgt gemäß einer Zinsglättung schrittweise. Nach 17 Monaten ist der Politikzins um 21 Basispunkte erhöht. Zu diesem Zeitpunkt ist der Ausgangsimpuls in der Outputlücke bereits auf 35% geschrumpft, was die Bundesbank unter Berücksichtigung des ebenfalls nachlassenden Preisdrucks zu einer langsamen Rückführung des Politikzinses veranlasst. Die Inflationserwartungen zeigen sich gut verankert. Die diesbezügliche (positive) Reaktion ist ausgesprochen gering. Die feste Verankerung der Inflationserwartungen sorgt dafür, dass die Reaktion der Zinssätze auf Innovationen in der Outputlücke mit der Laufzeit abnehmen (Abbildung 6.5). Der 60-Monatszins zeigt eine maximale Veränderung von 9 Basispunkten. Im wesentlichen keine Reaktion auf konjunkturelle Veränderungen in Deutschland zeigt der US-Politikzins. Neben diesem intuitiven internationalen Ergebnis ist die Reaktion der Abwertungserwartungen im EWS zunächst unerwartet. Obwohl ein Anstieg der Industrieproduktion eine Aufwertung der D-Mark erwarten ließe, sinken die Abwertungserwartungen im EWS gegenüber Deutschland in den ersten Monaten (–22 Basispunkte nach 9 Monaten), was definitionsgemäß einer erwarteten Abwertung der D-Mark entspricht. Leichter erklärbar ist der Rückgang dieses Effektes im Zuge der Zinserhöhung durch die Bundesbank, welche einen Aufwertungsdruck auf die D-Mark erzeugt. Ein möglicher Erklärungsansatz für die zu Beginn sinkenden Abwertungserwartungen im EWS kann im Hinblick auf den Gleichlauf der europäischen Konjunkturzyklen gefunden werden. Abbildung 6.6 stellt in diesem Zusammenhang zunächst die annualisierten Wachstumsraten der Industrieproduktion in Deutschland und Frankreich gegenüber. Die Abbildung zeigt im Untersuchungszeitraum eine beträchtliche Abhängigkeit der Industrieproduktion zwischen den beiden Ländern. Die Korrelation der Wachstumsraten beträgt 0,73, die der Niveaus sogar 0,93.¹⁸³ Vor dem Hintergrund der konjunkturellen Abhängigkeit werden Innovationen in der deutschen Outputlücke demnach in der Regel begleitet von gleichlaufenden konjunkturellen Bewegungen in Frankreich. Ein negativer Impuls auf die deutsche Outputlücke bedeutet gemäß Abbildung 6.4 zunächst steigende Abwertungserwartungen im EWS. Wird nun davon ausgegangen, dass auch in den anderen Ländern des Europäischen Währungssystems negative Effekte auf die konjunkturelle Entwicklung vorliegen, kann unter Berücksichtigung der im Vergleich höheren Reputation Deutschlands argumentiert werden, dass die Marktteilnehmer der Deutschen Volkswirtschaft eine schnellere Rückkehr auf den Wachstumspfad zutrauen, was sich in einer erwarteten Aufwertung der D-Mark zeigt.

Innovationen in der Inflationsrate können als Angebotsschocks verstanden werden, welche beispielsweise auf veränderte Rohstoffpreise zurückgeführt werden können. Unter Vernachlässigung des großen Konfidenzintervalls sorgt ein solcher Angebotsschock für einen recht deutlichen Rückgang der Outputlücke (–35 Basispunkte nach 30 Monaten). Dennoch reagiert die Bundesbank auf den verstärkten Preisdruck mit einem schrittweisen Anstieg des Politikzinses, welcher nach 13 Monaten mit 44 Basispunkten sein Maximum erreicht. Die Vorgänge verdeutlichen die stärkere Gewichtung der Preisniveaustabilität in der Reaktionsfunktion der Bundesbank. Die Inflationserwartungen zeigen sich erneut gut verankert und reagieren im wesentlichen nicht auf Veränderungen der aktuellen Inflationsrate. Aus internationaler Perspektive erhöht sich unter der Einschränkung sehr großer Standardfehler auch der US-Politikzins (25 Basispunkte nach ebenfalls 13 Monaten), was auf einen weltweiten Angebotsschock hindeutet. Hinsichtlich der Situation im EWS entsteht zunächst, wenn auch ohne statistische Signifikanz, ein Abwertungsdruck auf die D-Mark (23

somit den für Investitionsentscheidungen relevanten (ex-ante) Realzins.

¹⁸³ Eine wichtige Ausnahme liegt zu Beginn der 1990er Jahre im Zuge der deutschen Wiedervereinigung vor. Während sich Deutschland noch in einem konjunkturellen Aufschwung befand, deutete die Industrieproduktion in Frankreich bereits auf eine Rezession hin.

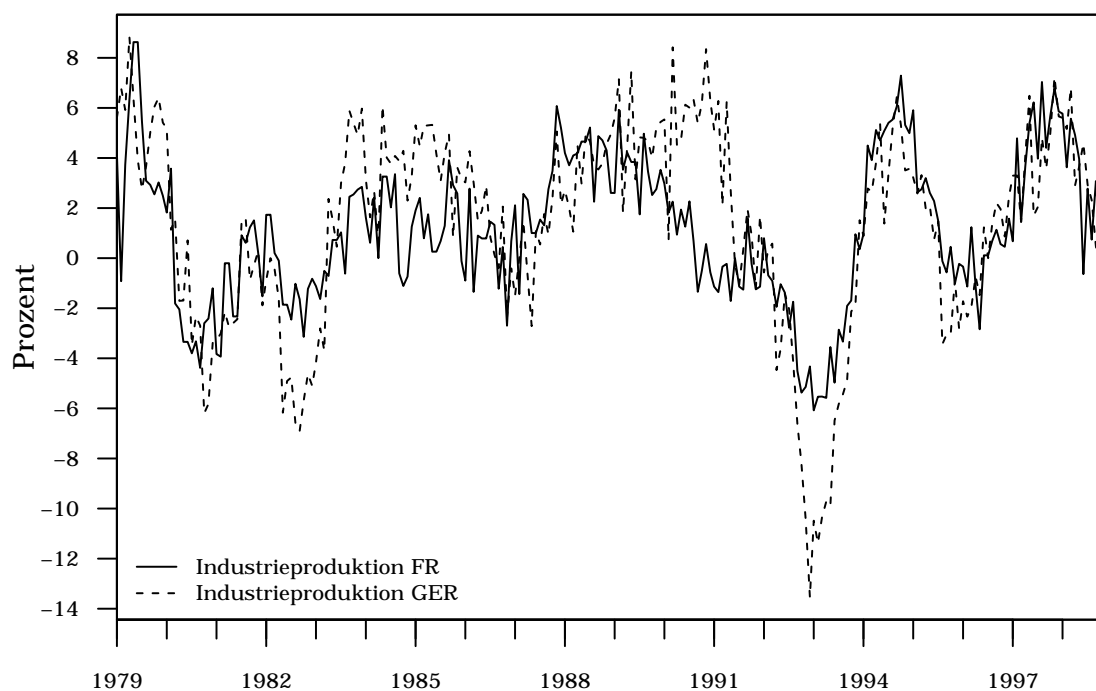


Abbildung 6.6 Industrieproduktion in Deutschland und Frankreich

Gegenüberstellung des Zeitreihenverlaufs der (annualisierten) Wachstumsraten der deutschen (GER) und französischen (FR) Industrieproduktion. Der Untersuchungszeitraum ist 1979-03 bis 1998-12. Datenquelle: Deutsche Bundesbank, OECD Main Economic Indicators.

Basispunkte nach 5 Monaten), welcher durch ein gestiegenes Inflationsdifferential mit dem EWS-Ausland begründet werden kann. Durch die mittelfristig sehr deutliche Zinsreaktion der Bundesbank kehrt sich der Abwertungsdruck längerfristig in Aufwertungserwartungen um (31 Basispunkte nach 30 Monaten). Aufgrund der im wesentlichen unveränderten Inflationserwartungen zeigen die Zinssätze mit der Laufzeit abnehmende Reaktionen, welche außerdem mittelfristig am deutlichsten sind und dann mit steigendem Horizont abnehmen. Nach 13 Monaten sind die Zinssätze am kurzen Ende um 44 (Politikzins) und am langen Ende um 20 Basispunkte (60-Monatszins) erhöht. Nach 30 Monaten liegen die Effekte noch bei 22 und 14 Basispunkten.

Unter der Einschränkung des recht großen Konfidenzintervalls reagiert die Bundesbank auf unvorhergesehene Veränderungen der Inflationserwartungen gemäß ihrer Reaktionsfunktion mit einem sofortigen, im wesentlichen permanenten Zinsanstieg, welcher im Durchschnitt 13 Basispunkte beträgt. Die tatsächliche Inflationsrate reagiert nicht auf die erhöhten Erwartungen.¹⁸⁴ Die gestiegenen Inflationserwartungen sorgen mittelfristig über den gesunkenen ex-ante Realzins für eine ausgesprochen deutliche konjunkturelle Expansion (72 Basispunkte nach 11 Monaten). Der US-Politikzins bleibt dabei völlig unverändert. Wiederum unerwartet ist zunächst die Reaktion der Abwertungserwartungen im EWS. Steigende Inflationserwartungen in Deutschland sollten eigentlich einen Abwertungsdruck auf die D-Mark ausüben. Stattdessen kommt es diesbezüglich zu sehr deutlichen Aufwer-

¹⁸⁴ Dieses Ergebnis erscheint kontraintuitiv. Es ist außerdem zu erwähnen, dass die tatsächliche Inflationsrate im Benchmark-Modell sehr wohl mit einem recht deutlichen langfristigen Anstieg auf Impulse in den Inflationserwartungen reagiert, und das obwohl die Zinsreaktion dort noch größer ausfällt.

tungserwartungen (51 Basispunkte nach 9 Monaten). Diese ließen sich zwar durch den konjunkturellen Aufschwung in Deutschland rechtfertigen. Allerdings widerspricht diese Deutung der vorherigen Argumentation gleichlaufender Konjunkturzyklen. Im Hinblick auf Innovationen in der Outputlücke liegen nämlich gegensätzliche Reaktionen der EWS-Erwartungen vor. Es scheint, dass es hinsichtlich der erwarteten Wechselkursentwicklung einen Unterschied macht, ob ein konjunktureller Aufschwung realen Ursprungs ist, oder auf erhöhten Inflationserwartungen basiert. Letztlich sind in diesem Zusammenhang aber insbesondere Unzulänglichkeiten des stark vereinfachten Modells anzuführen. Die Zinssätze zeigen zunächst eine asymmetrische Reaktion entlang der Zinsstruktur, wobei die von Inflationsentwicklungen stärker betroffenen Zinssätze langer Laufzeiten zunächst wesentlich deutlicher ansteigen (60 Basispunkte) als Zinssätze im kurzfristigen Laufzeitspektrum (13 Basispunkte). Langfristig nähern sich die Zinsreaktionen aber an (12–18 Basispunkte) und es stellt sich im wesentlichen der bekannte Niveaushift ein.

Innovationen in den internationalen Faktoren Geldpolitische Impulse in den USA erhöhen zunächst den Zinsabstand zu Deutschland. Als Folge kommt es im Zuge einer wahrscheinlichen Abwertung der D-Mark zu einer kurzfristigen konjunkturellen Expansion in Form einer erhöhten Outputlücke (23 Basispunkte nach 10 Monaten). Dies hat einen moderaten Anstieg der Inflationsrate zur Folge, welcher zusätzlich von einer Erhöhung der Inflationserwartungen in vergleichbarem Ausmaß begleitet wird (23 und 21 Basispunkte nach 30 Monaten). Die Bundesbank reagiert auf die Veränderung der Größen mit einer deutlichen schrittweisen Erhöhung ihres Politikinstruments. Der kurzfristige Zins erreicht in der Spitze eine Veränderung von 38 Basispunkten, was dazu beiträgt, die Abweichungen der nationalen Größen zu begrenzen. Hinsichtlich des EWS zeigen sich klare Aufwertungserwartungen bezüglich der D-Mark (46 Basispunkte nach 30 Monaten). Es kann wiederum argumentiert werden, dass in Folge des US-Zinsanstiegs mit großer Wahrscheinlichkeit ein vergleichbarer Wechselkurseffekt im EWS-Ausland zu beobachten ist. Vor dem Hintergrund ihrer Reputation ist zu erwarten, dass die Bundesbank möglicherweise besser als die Zentralbanken der übrigen EWS-Länder in der Lage ist, dem einsetzenden Inflationsdruck zu begegnen, was sich in steigenden Abwertungserwartungen des EWS gegenüber Deutschland ausdrückt. Die Zinsstruktur zeigt kurzfristig mit der Laufzeit steigende Reaktionen (0–13 Basispunkte). Langfristig ist dagegen die Reaktion im kurzen Laufzeitspektrum größer. Insgesamt sind die Impulsantworten der Zinssätze auf Innovationen im US-Politikzins ausgesprochen hoch. Über den Prognosehorizont sind maximale Veränderungen von über 30 Basispunkten bei allen Laufzeiten bis einschließlich 3 Jahren zu beobachten. Nach 30 Monaten liegen die Effekte immer noch bei 15 (60-Monatszins) bis 32 Basispunkten (Politikzins).

Ein Impuls in den EWS-Abwertungserwartungen, welcher einen unvorhergesehenen Aufwertungsdruck auf die D-Mark impliziert, hat einen kurz- bis mittelfristigen negativen Effekt auf die deutsche Outputlücke (–37 Basispunkte nach 9 Monaten). Unter Beachtung des konjunkturellen Gleichlaufs im EWS stellt sich damit erneut der negative Zusammenhang zwischen der Outputentwicklung in Deutschland und den diesbezüglichen Wechselkursänderungserwartungen ein. Eine Rezession in Deutschland, welche in den meisten Fällen auch eine Rezession im EWS bedeutet, geht einher mit Aufwertungserwartungen der D-Mark gegenüber dem EWS-Ausland, was wiederum mit einer wahrgenommenen bilateralen Stärke der deutschen Volkswirtschaft begründet werden kann. Die Inflationsrate und die Inflationserwartungen bleiben von der Entwicklung ebenso wie der US-Politikzins unberührt. Die Bundesbank reagiert auf steigende Abwertungserwartungen im EWS (Auf-

wertungsdruck Deutschland) mit einer sofortigen Zinssenkung, welche im Laufe der Folgemonate noch weiter verstärkt wird (−18 Basispunkte nach 15 Monaten). Damit übt sie einen stabilisierenden Effekt auf den Wechselkurs aus und hilft dabei, die Abwertungserwartungen zurückzudrängen. Der Ausgangsimpuls von 1% ist nach einem Jahr auf 30 Basispunkte reduziert. Unter Berücksichtigung der unveränderten Inflationsmaßzahlen und der negativen konjunkturellen Entwicklung kann die Bundesbank ihrer (impliziten) Interventionspflicht nachkommen, ohne zusätzliche Inflation zu generieren. Dennoch kommt es hinsichtlich der Outputlücke zu Zielverfehlungen. Darüber hinaus besteht die Möglichkeit, dass die Zinssenkung in einer Phase bereits erhöhter Inflation stattfindet, so dass auch hier Zielabweichungen in Kauf genommen würden.¹⁸⁵ Vor dem Hintergrund der GDH spricht die Dynamik insgesamt also gegen eine deutsche Dominanz. Aufgrund der fehlenden Reaktion der für die langfristigen Zinssätze relevanten Faktoren nimmt die Reaktion der Zinsstruktur mit der Laufzeit ab. Angesichts einer maximalen Abweichung von 7% zeigt sich der 60-Monatszins daher nur wenig verändert.¹⁸⁶

Geldpolitische Schocks Geldpolitische Schocks werden als unvorhergesehene Bewegungen im kurzfristigen Zins gemessen. Sie bedeuten transitorische Abweichungen von der systematischen Reaktion der Bundesbank auf Veränderungen der nationalen und internationalen Größen. Unter der Einschränkung des großen Konfidenzintervalls senkt eine solche Innovation die Outputlücke über einen gestiegenen ex-ante Realzins (−46 Basispunkte nach 16 Monaten). Die Inflationsmaßzahlen zeigen sich im Großen und Ganzen wenig verändert. Hinsichtlich der tatsächlichen Inflationsrate stellt sich kurzfristig das in vektorautoregressiven Systemen viele Male dokumentierte „Price Puzzle“ ein, welches sich in einem unerwarteten Preisanstieg in Folge einer restriktiveren Geldpolitik äußert.¹⁸⁷ Der Effekt ist allerdings minimal und kehrt sich mittelfristig in einen Rückgang um (−11 Basispunkte nach 30 Monaten). Interessanterweise zeigen die Inflationserwartungen einen ganz ähnlichen Verlauf. Dort findet der Übergang zu einer Senkung nach 17, bei der tatsächlichen Inflationsrate nach 16 Monaten statt. Die Abwertungserwartungen im EWS zeigen die gewünschte Reaktion. Im Zuge einer Senkung des Politikzinses entsteht ein Aufwertungsdruck der anderen EWS-Währungen gegenüber der D-Mark, was die EWS-Abwertungserwartungen sinken lässt (−27 Basispunkte nach 10 Monaten). Die Bundesbank ist demnach vor dem Hintergrund eines Stabilisierungsmotivs in der Lage, die Wechselkurserwartungen im EWS durch ihre Zinspolitik in nicht unerheblichem Maße zu beeinflussen. Geldpolitische Schocks verändern abschließend die Steigung der Zinsstrukturkurve, indem das kurze im Vergleich zum langen Ende der Kurve variiert wird. Ein positiver Schock verringert die Steigung, da kurze Laufzeiten stärker reagieren (100 Basispunkte) als lange (23 Basispunkte). Insgesamt ist der Effekt geldpolitischer Innovationen erwartungsgemäß sehr kurzlebig. Bereits nach 14 Monaten verschwinden die positiven Reaktionen der Zinssätze.

¹⁸⁵ Wird in diesem Zusammenhang ein positiver Inflationsschock in Höhe von 1 Prozentpunkt von einem prozentual gleich großen Schock in den EWS-Erwartungen begleitet, so reduziert sich der nach 12 Monaten schrittweise erreichte Niveauanstieg des Politikzinses von 44 Basispunkten auf 26 Basispunkte. In einer solchen Situation könnte argumentiert werden, dass geldpolitisch mehr Inflation in Kauf genommen wurde, um das EWS zu stabilisieren. Ob eine solche Konstellation im Untersuchungszeitraum vorgelegen hat, kann allerdings nicht aus den Impulsantworten abgelesen werden.

¹⁸⁶ Abschnitt 6.6 ermittelt in diesem Zusammenhang allerdings positive Risikoaufschläge in Reaktion auf Impulse in den EWS-Erwartungen, welche dafür sorgen, dass der 60-Monatszins größer ist als gemäß der Erwartungshypothese der Zinsstruktur vom Durchschnitt der erwarteten Kurzfristzinsen angezeigt.

¹⁸⁷ Zum „Price Puzzle“ siehe auch Fußnote 49.

Tabelle 6.6 Varianzzerlegung der Zustandsvariablen im EWS-Ansatz

	Horizont	g	π	π^e	i	i^*	χ
OUTPUTLÜCKE (g)							
Benchmark	1	1,00	0,00	0,00	0,00		
	12	0,95	0,01	0,03	0,00		
	60	0,84	0,05	0,11	0,00		
EWS-Modell	1	0,99	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	12	0,84	0,00	0,05	0,01	0,02	0,08
	60	0,73	0,02	0,10	0,02	0,03	0,10
INFLATIONSRATE (π)							
Benchmark	1	0,00	1,00	0,00	0,00		
	12	0,09	0,88	0,02	0,01		
	60	0,38	0,36	0,25	0,01		
EWS-Modell	1	0,00	0,98	0,00	0,00	0,01	0,00
	12	0,08	0,76	0,00	0,00	0,14	0,01
	60	0,22	0,31	0,00	0,02	0,39	0,06
INFLATIONSERWARTUNGEN (π^e)							
Benchmark	1	0,00	0,00	0,99	0,00		
	12	0,01	0,01	0,98	0,00		
	60	0,08	0,02	0,90	0,00		
EWS-Modell	1	0,01	0,00	0,98	0,00	0,01	0,00
	12	0,04	0,01	0,90	0,00	0,05	0,01
	60	0,11	0,01	0,57	0,01	0,28	0,03
POLITIKZINS (i)							
Benchmark	1	0,02	0,01	0,04	0,93		
	12	0,42	0,10	0,11	0,37		
	60	0,52	0,06	0,33	0,09		
EWS-Modell	1	0,01	0,00	0,03	0,89	0,01	0,06
	12	0,29	0,07	0,02	0,22	0,24	0,15
	60	0,34	0,05	0,02	0,08	0,38	0,12
US-POLITIKZINS (i^*)							
EWS-Modell	1	0,00	0,00	0,00	0,00	1,00	0,00
	12	0,00	0,01	0,00	0,01	0,98	0,00
	60	0,00	0,01	0,00	0,02	0,96	0,00
ABWERTUNGSERWARTUNGEN (χ)							
EWS-Modell	1	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00	0,98
	12	0,15	0,01	0,07	0,01	0,08	0,68
	60	0,11	0,02	0,07	0,01	0,44	0,35

Anteil der einzelnen Zustandsvariablen an der Prognosefehlervarianz der 1-, 12- und 60-Schrittprognose der Zustandsvariablen im Benchmark- und EWS-Modell. Zustandsvariablen sind Outputlücke (g), Inflationsrate (π), Inflationserwartungen (π^e), inländischer Politikzins (i), US-Politikzins (i^*) und Abwertungserwartungen französischer Franc gegenüber deutscher Mark (χ). Der Untersuchungszeitraum ist 1979-03 bis 1998-12.

Tabelle 6.7 Varianzzerlegung der Zinssätze im EWS-Ansatz

	Horizont	g	π	π^e	i	i^*	χ
3-MONATSZINS							
Benchmark	1	0,01	0,00	0,07	0,92		
	12	0,40	0,10	0,14	0,36		
	60	0,52	0,06	0,34	0,08		
EWS-Modell	1	0,01	0,00	0,06	0,89	0,00	0,04
	12	0,28	0,07	0,04	0,22	0,25	0,14
	60	0,33	0,05	0,03	0,07	0,40	0,12
12-MONATSZINS							
Benchmark	1	0,02	0,01	0,34	0,62		
	12	0,34	0,10	0,34	0,22		
	60	0,45	0,06	0,43	0,05		
EWS-Modell	1	0,02	0,00	0,30	0,57	0,05	0,05
	12	0,25	0,06	0,16	0,13	0,30	0,11
	60	0,29	0,04	0,08	0,05	0,44	0,09
36-MONATSZINS							
Benchmark	1	0,01	0,02	0,78	0,20		
	12	0,16	0,08	0,68	0,08		
	60	0,32	0,07	0,59	0,02		
EWS-Modell	1	0,01	0,00	0,68	0,16	0,11	0,03
	12	0,14	0,04	0,40	0,05	0,32	0,06
	60	0,21	0,04	0,18	0,03	0,49	0,06
60-MONATSZINS							
Benchmark	1	0,00	0,02	0,89	0,10		
	12	0,08	0,07	0,80	0,05		
	60	0,26	0,07	0,65	0,01		
EWS-Modell	1	0,00	0,00	0,77	0,08	0,12	0,03
	12	0,08	0,03	0,51	0,03	0,31	0,04
	60	0,16	0,03	0,23	0,02	0,50	0,05

Anteil der einzelnen Zustandsvariablen an der Prognosefehlervarianz der 1-, 12- und 60-Schrittprognose der Zinssätze im Benchmark- und EWS-Modell. Zustandsvariablen sind Outputlücke (g), Inflationsrate (π), Inflationserwartungen (π^e), inländischer Politikzins (i), US-Politikzins (i^*) und Abwertungserwartungen französischer Franc gegenüber deutscher Mark (χ). Der Untersuchungszeitraum ist 1979-03 bis 1998-12.

Varianzzerlegung Die Ergebnisse der Prognosefehlervarianzzerlegung des Modells für Prognosehorizonte von 1, 12 und 60 Monaten finden sich in den Tabellen 6.6 und 6.7. Tabelle 6.6 gibt dabei Aufschluss über den Erklärungsgehalt der nationalen und internationalen Faktoren für die Prognosefehlervarianz jeder einzelnen Zustandsvariable, während Tabelle 6.7 den nationalen und internationalen Beitrag zur Prognosefehlervarianz ausgewählter Zinssätze quantifiziert. In beiden Tabellen werden die Ergebnisse von Benchmark- und EWS-Modell gegenübergestellt. Es wird deutlich, dass ein sehr großer Teil der Variation der nationalen makroökonomischen Faktoren und Zinssätze auf das internationale Umfeld, und hier insbesondere den US-Politikzins, zurückgeführt werden kann. Hinsichtlich der Zustandsvariablen liegt der internationale Erklärungsbeitrag zwischen 13% im Falle der konjunkturellen Variation und 50% der Variation des deutschen Politikzinses. In Bezug auf die Zinsstruktur liegt dieser Beitrag in der Spitze sogar bei 55% (36- und 60-

Monatzins). Umgekehrt können die deutschen Faktoren nur einen recht geringen Teil der internationalen Variation erklären. Im Fall der Abwertungserwartungen werden immerhin 24% erreicht, beim US-Politikzins kann angesichts eines Maximalwertes von 3% von einer vollständig idiosynkratischen Variation gesprochen werden.

Die Varianz der Outputlücke im EWS-Modell wird über alle Prognosehorizonte überwiegend durch die eigene Variation erklärt. Mittel- bis langfristig spielen aber die Erwartungen der privaten Akteure eine zunehmende Rolle. Langfristig tragen diese 20% zur Erklärung der konjunkturellen Varianz bei, was zu jeweils 10% auf die erwartete Inflations- und EWS-Wechselkursentwicklung zurückzuführen ist. Im Vergleich zum Benchmark-Modell entfällt dabei ein Teil der zuvor idiosynkratisch erklärten Variation auf die EWS-Abwertungserwartungen. Die auch langfristig hauptsächlich durch die eigene Variation erklärte Varianz der Outputlücke lässt darauf schließen, dass in Deutschland Schwankungen in der konjunkturellen Entwicklung im wesentlichen auf reale Faktoren zurückzuführen sind, während nominale Variationen eine untergeordnete Rolle spielen.¹⁸⁸

Bezüglich der Varianz der Inflationsrate stellt sich ab einem Prognosehorizont von 60 Monaten ein erheblicher Einfluss der anderen Zustandsvariablen ein. Insbesondere der US-Politikzins (39%) und die Outputlücke (22%) spielen hier eine große Rolle. Die Abwertungserwartungen erklären bei diesem Horizont 6%. Während im Benchmark-Modell langfristig ein großer Teil (25%) der Inflationsvarianz auf die Inflationserwartungen zurückgeführt werden konnte, liegt im EWS-Modell diesbezüglich keinerlei Einfluss vor. Ein Großteil der vorher durch Outputlücke und Inflationserwartungen erklärten Varianz entfällt nun nämlich auf den US-Politikzins. Dass die Varianz der Inflationserwartungen die der tatsächlichen Preissetzung allerdings gar nicht beeinflusst, erscheint dabei zunächst wenig intuitiv.

Die Variation der Inflationserwartungen wird bis zu einem Prognosehorizont von 12 Monaten im wesentlichen idiosynkratisch erklärt. Bei einem 60-monatigen Horizont tragen wiederum die Outputlücke (11%) und der US-Politikzins (28%) deutlich zur Varianzerklärung bei. Vor dem Hintergrund, dass der US-Politikzins auch weltkonjunkturelle Entwicklungen abbildet, ist der diesbezügliche Erklärungsgehalt nicht unplausibel und könnte den gesunkenen Einfluss der Variation der Inflationserwartungen auf die tatsächliche Inflationsrate erklären. Im Benchmark-Modell ist der Erklärungsgehalt der anderen Variablen über alle Horizonte minimal.

Die Varianz des deutschen Politikzinses wird in beiden Modellen bereits ab einem Prognosehorizont von 12 Monaten hauptsächlich durch die anderen Variablen erklärt. Dabei entfallen langfristig entsprechend ihrer eigenen residualen Varianz die größten Erklärungsbeiträge erneut auf die Outputentwicklung (34%) und den US-Politikzins (38%). Die EWS-Abwertungserwartungen tragen immerhin zwischen 12 (60 Monate) und 15% (12 Monate) zur Erklärung der Politikzinsvariation bei. Im Vergleich zum Benchmark-Modell verlieren wiederum die Inflationserwartungen nahezu ihren gesamten Erklärungsanteil an den US-Politikzins. Dass in beiden Modellen langfristig weniger als 10% der Varianz des Politikzinses auf dessen eigene Variation zurückgeführt werden kann, lässt im internationalen Vergleich auf einen geringeren geldpolitischen Aktionismus schließen. Langfristig kann damit mehr als 90% der Variation des Politikzinses durch Schwankungen in den

¹⁸⁸ Untersuchungen mit einem US-Modell im Sinne der Benchmark-Konfiguration (nicht dokumentiert) ergeben hinsichtlich der Outputlücke einen nominalen Erklärungsanteil von 38% (Inflationsentwicklung). Das Ergebnis deckt sich mit dem des DRA-Ansatzes (34%). Im RW-Ansatz wird es dagegen konstruktionsbedingt nicht bestätigt.

makroökonomischen Größen erklärt werden.¹⁸⁹

Der US-Politikzins zeigt über alle Prognosehorizonte eine nahezu vollständige idiosynkratische Variation. Für die Varianz der EWS-Abwertungserwartungen spielen mittel- und langfristig deutsche Faktoren und der US-Politikzins eine große Rolle. Mittelfristig überwiegt der deutsche Einfluss mit 24%, langfristig dominiert die US-Geldpolitik angesichts eines Erklärungsanteils von 44%. Von den nationalen Faktoren liefert die Outputlücke mit 15% erklärter Varianz (12 Monate) den größten Beitrag.

Hinsichtlich der Zinssätze spielt der US-Politikzins langfristig mit erklärten Varianzen von 40 bis 50% die größte Rolle bei der Erklärung der Variation der Laufzeitstruktur, gefolgt von der konjunkturellen Entwicklung mit 33 bis 16%. Der Beitrag der Inflationsrate wird bei einem Prognosehorizont von 12 Monaten maximal, allerdings erreicht er auch dort in der Spitze gerade einmal 7% (3-Monatszins). Die Inflationserwartungen dominieren die Variation der längerfristigen Zinssätze (36 bis 60 Monate) bis zu einem Prognosehorizont von einem Jahr (kurzfristig 68 bis 77%). Bei einem Prognosehorizont von einem Monat wird die Variation am kurzen Laufzeitende (bis 12 Monate) mit erklärten Varianzen von 89 bis 57% erwartungsgemäß hauptsächlich vom deutschen Politikzins bestimmt. Der Erklärungsbeitrag der EWS-Abwertungserwartungen wird mit 14% bei der 12-Schritt Prognose des 3-Monatszinses maximal. Beim 12-Monatszins sind es hier immerhin noch 11%. Im Vergleich zum Benchmark-Modell verlieren alle nationalen Faktoren beim Übergang zur EWS-Spezifikation an Erklärungsgehalt. Besonders groß ist der Bedeutungsverlust wie in der Impuls-Antwort-Analyse aufgezeigt bei den Inflationserwartungen, welche ihren langfristigen Erklärungsgehalt im wesentlichen an den US-Politikzins abtreten.

6.6 Inflationserwartungen und Risikoprämien

Das vorliegende makroökonomische Zinsstrukturmodell ermöglicht die Analyse privater Erwartungsbildung über die extrahierten Inflationserwartungen sowie eine Betrachtung der modellspezifischen Risikoprämien. In diesem Abschnitt erfolgt zunächst eine Interpretation des Verlaufs der aus der Laufzeitstruktur der Zinsen extrahierten Inflationserwartungen vor dem Hintergrund wichtiger nationaler und internationaler Ereignisse. Anschließend werden die in langfristigen Zinssätzen enthaltenen Risikoprämien anhand ihrer zeitlichen Variation sowie ihrer Reaktion auf Schocks in den einzelnen Zustandsvariablen analysiert.

Inflationserwartungen Abbildung 6.7 kontrastiert den Zeitreihenverlauf der aus der Zinsstruktur gewonnenen Inflationserwartungen mit dem Verlauf der anderen Modellvariablen sowie mit der Differenz aus den Wachstumsraten der deutschen und der französischen Industrieproduktion. Besonders hoch sind die Inflationserwartungen zu Beginn des Untersuchungszeitraums sowie zu Beginn und Mitte der 1990er Jahre. Der bis zum Ende der 1980er Jahre andauernde abnehmende Verlauf deckt sich mit dem über diesen Zeitraum sinkenden Inflationsziel der Bundesbank.¹⁹⁰ In den Folgejahren schwanken die Inflationserwartungen dagegen bei einem konstanten Inflationsziel von 2%. Über den gesamten Un-

¹⁸⁹ Im Benchmark-US-Modell (nicht dokumentiert) ergeben sich mittel- und langfristig idiosynkratische Anteile von 63 und 36%, was entweder auf einen größeren Aktionismus oder aber auf eine Vernachlässigung relevanter geldpolitischer Indikatoren der Federal Reserve zurückgeführt werden kann.

¹⁹⁰ Das Inflationsziel wurde zusammen mit einem Geldmengenziel ab dem Jahr 1974 regelmäßig von der Bundesbank veröffentlicht.

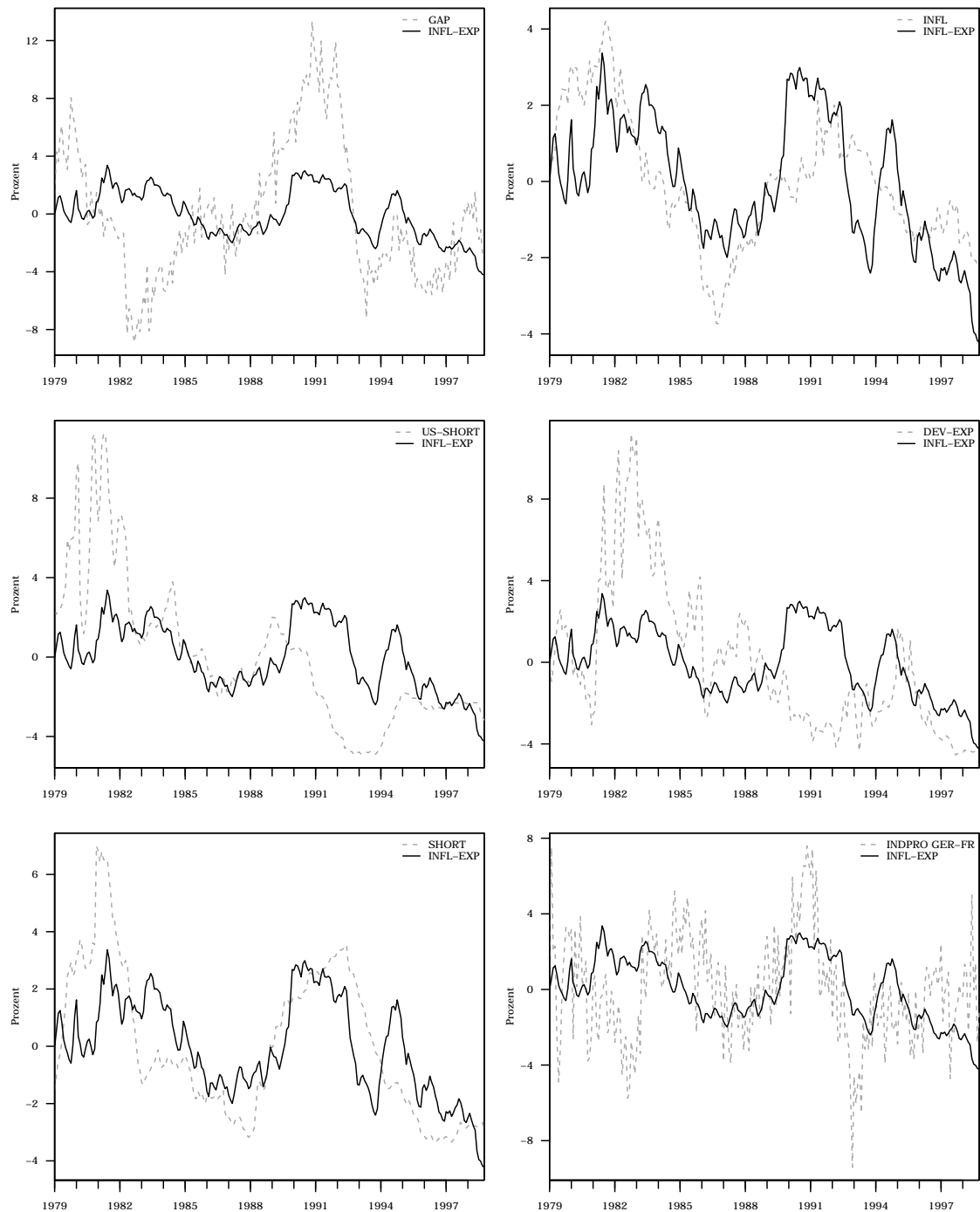


Abbildung 6.7 Inflationserwartungen im EWS-Ansatz

Gegenüberstellung des annualisierten Zeitreihenverlauf der Inflationserwartungen (INFL-EXP), der Outputlücke (GAP), der Inflationsrate (INFL), des US-Politikzinses (US-SHORT) der Abwertungserwartungen in EWS (DEV-EXP), des deutschen Politikzinses (SHORT) sowie der Differenz der Wachstumsraten der deutschen und der französischen Industrieproduktion (INDPRO GER-FR) im EWS-Modell. Alle Größen sind mittelwertbereinigt. Der Untersuchungszeitraum ist 1979-03 bis 1998-12.

tersuchungszeitraum zeigt sich eine erhebliche Korrelation der tatsächlichen Inflationsrate mit den Inflationserwartungen (0,85), was die im Rahmen der Impuls-Antwort-Analyse und der Varianzzerlegung ermittelte geringe (dynamische) Abhängigkeit der beiden Größen relativiert. Nennenswerte Abweichungen liegen diesbezüglich im wesentlichen in der ersten Hälfte der 1990er Jahre vor, in welcher ein stärkerer Zusammenhang mit der konjunkturellen Entwicklung besteht. Die Abbildung verdeutlicht darüber hinaus noch einmal den deutlich positiven Zusammenhang zwischen den Inflationserwartungen und dem geldpolitische Instrument.

Die ersten Jahre des Untersuchungszeitraums waren geprägt von den Nachwirkungen des zweiten Ölpreisschocks im Jahre 1979 sowie dem enormen Anstieg des US-amerikanischen Zinsniveaus im Zuge der Volcker Disinflation, welcher eine bis ins Jahr 1985 andauernde Abwertung der D-Mark gegenüber dem US-Dollar einleitete.¹⁹¹ Die Ereignisse veranlassten die Bundesbank eine ebenfalls restriktive geldpolitische Ausrichtung zu verfolgen, was sich in einem überaus deutlichen Anstieg des deutschen Politikzinses äußerte. Abbildung 6.7 deutet dabei an, dass auch die Realzinsen (ex-ante und ex-post) zu Beginn dieser Phase klar angestiegen sind. Gleichzeitig erhöhte die Bundesbank im Jahr 1980 ihr Inflationsziel von 3 auf 4% und erlaubte deutlich positive Zielverfehlungen bis ins Jahr 1982. Die geldpolitische Strategie in dieser Phase verdeutlicht, dass die Bundesbank trotz klarem Fokus auf Preisniveaustabilität auch realwirtschaftliche Stabilisierungsmotive verfolgte. Die Inflationserwartungen zeigen infolge des angehobenen Inflationsziels sowie der anschließenden positiven Zielabweichungen bis 1981 einen steigenden Verlauf. Im Zuge des später graduell sinkenden Inflationsziels sowie eines Rückgangs der tatsächlichen Inflationsrate kommt es dann aber ebenfalls zu einer deutlichen Reduktion der Inflationserwartungen, was in Verbindung mit einer stagnierenden Wirtschaftsleistung die Bundesbank dazu veranlasste, den Politikzins graduell zurückzuführen.

In der Mitte des Jahres 1984 begann die US-amerikanische Zentralbank eine systematische Senkung ihres Politikzinses, was zu einer stetigen Aufwertung der D-Mark gegenüber dem US-Dollar mit negativen realwirtschaftlichen Konsequenzen bis ins Jahr 1988 führte. Die Bundesbank reagierte darauf erneut im Sinne einer antizyklischen Stabilisierung und senkte ihrerseits den deutschen Politikzins unter explizitem Verweis auf den Wechselkurs, was zu einer deutlichen konjunkturellen Expansion über die Wiedervereinigung im Jahr 1990 hinaus beitrug. Der in der Folge einsetzende Preisdruck sowie eine steigende Geldmenge veranlasste die Bundesbank zu einer restriktiven Ausrichtung, welche sich in einem sehr deutlichen graduellen Anstieg des Politikzinses bis ins Jahr 1992 äußerte.

Die Inflationserwartungen zeigen zum Jahreswechsel 1989/1990 einen rasanten Anstieg während die tatsächliche Preisentwicklung zunächst im wesentlichen unverändert blieb. Die privaten Akteure antizipierten damit die kurz darauf einsetzende Erhöhung der tatsächlichen Inflationsrate, welche zu Zielabweichungen von zeitweise über 2% und noch deutlicheren zeitweiligen Verfehlungen des Geldmengenziels führte. Dass die Inflationserwartungen bei unverändertem Inflationsziel so deutlich angestiegen sind, kann möglicherweise auf eine von den privaten Akteuren wahrgenommene geringere Inflationsgewichtung in der Zielfunktion der Bundesbank zurückgeführt werden. Eine solche temporäre Abkehr von Preisniveaustabilität ließe sich wiederum durch steigenden politischen Druck rechtfertigen.¹⁹² National wäre dieser mit den Kosten der deutschen Wiedervereinigung zu begründen. International bestand das Problem einer asymmetrischen Konjunktorentwick-

¹⁹¹Die folgenden historischen Ausführungen entstammen im wesentlichen der Arbeit von Clarida und Gertler (1997), S. 363 ff.

¹⁹²Vgl. hierzu und zum Folgenden: Hördahl et al. (2006), S. 419.

lung im Europäischen Währungssystem. Während Deutschland steigende Wachstumsraten verzeichnete, befanden sich andere Länder in einer Rezession, welche sich infolge einer restriktiveren Geldpolitik weiter verschlimmern würde. Die EWS-Abwertungserwartungen zeigten in dieser Phase vor dem Hintergrund sinkender Inflationsdifferentials allerdings keine Glaubwürdigkeitsprobleme an. Trotzdem begründet der rasante Anstieg des Industrieproduktionsdifferentials mit Frankreich (und anderen Ländern des EWS) die zu der Zeit vorherrschenden Spannungen im EWS. Worauf letztlich der starke Anstieg der Inflationserwartungen im einzelnen zurückzuführen ist und ob die genannten Erwägungen eine Rolle in den Entscheidungen der Bundesbank gespielt haben, kann an dieser Stelle nicht geklärt werden. Klar ist, dass der Anstieg des deutschen Politikzinses zu Beginn der 1990er Jahre den Abweichungen der nationalen Größen entsprechend deutlich war. Dass aber vor dem Hintergrund der Zielverfehlungen Rücksicht auf nationale und internationale Interessen in Form einer Dämpfung des Zinsanstiegs genommen wurde und/oder dies von den Marktteilnehmern erwartet wurde, kann dabei zumindest nicht ausgeschlossen werden.

Im September des Jahres 1992 kam es infolge spekulativer Angriffe zum Zusammenbruch des Europäischen Währungssystems, was die im Modell verwendeten Abwertungserwartungen mit 12-monatigem Horizont nur bedingt aufzeigen. Deutlicher wird der plötzliche Glaubwürdigkeitsverlust bei Betrachtung der (täglichen) dreimonatigen Abwertungserwartungen in Abbildung 5.4. Erneute Glaubwürdigkeitsprobleme sorgten im August des Jahres 1993 für eine Erhöhung der erlaubten Wechselkursschwankungen auf $\pm 15\%$. Die Inflationserwartungen sind in dieser Phase aufgrund des deutlichen Zinsanstiegs und der daraus resultierenden wirtschaftlichen Kontraktion merklich reduziert. Im Jahr 1994 steigen die Inflationserwartungen im Zuge einer (weltweiten) konjunkturellen Expansion bei gleichzeitig unverändertem Politikzins noch einmal sehr deutlich an. Der Anstieg ist allerdings wie auch der konjunkturelle Impuls sehr kurzlebig, was zudem auf die zu dieser Zeit weiterhin sinkende tatsächliche Inflationsrate zurückgeführt werden kann, welche sich zudem im Zielbereich der Bundesbank befand.

Faktorspezifische Risikoprämien Von Null verschiedene Risikoprämien bedeuten Abweichungen von der Erwartungshypothese und sorgen dafür, dass längerfristige Zinssätze vom Durchschnitt der erwarteten Kurzfristzinsen abweichen. Die Risikoprämien der im Modell verwendeten öffentlichen Anleihen für einen Horizont von einem Monat sind im Folgenden definiert als erwartete einmonatige Überschussrendite über den kurzfristigen Zins (Excess Holding Period Returns, Holding Premia). Für eine Anleihe mit einer Laufzeit von n Monaten gilt dann die folgende Risikoprämie:¹⁹³

$$E_t(\text{xhpr}_t^n) = E_t[\ln(p_{t+1}^{n-1}) - \ln(p_t^n)] - r_t. \quad (6.14)$$

Gemäß Gleichung (3.8) entspricht der Preis einer Nullkuponanleihe einer exponentiell-affinen Funktion der Zustandsvariablen:

$$p_t^n = \exp(\bar{A}_n + \bar{B}_n' X_t).$$

Für die Risikoprämie bedeutet dies unter Berücksichtigung der Differenzgleichungen in (3.9):

$$\begin{aligned} E_t(\text{xhpr}_t^n) = & E_t[\bar{A}_{n-1} + \bar{B}_{n-1}' X_{t+1} - \bar{A}_{n-1} - \bar{B}_{n-1}' (-\Sigma \lambda_0) \\ & - (1/2) \bar{B}_{n-1}' \Sigma \Sigma' \bar{B}_{n-1} + \delta_0 - (\bar{B}_{n-1}' (\Phi - \Sigma \lambda_1) - \delta_1') X_t] - r_t. \end{aligned} \quad (6.15)$$

¹⁹³ Vgl. hierzu und zum Folgenden: Hördahl et al. (2006), S. 441. Ang et al. (2011), S. 437 und 450, definieren die Risikoprämien ebenfalls als erwartete Überschussrenditen.

Mit $E_t(X_{t+1}) = \Phi X_t$ und $r_t = \delta_0 + \delta'_1 X_t$ gilt:

$$\begin{aligned} E_t(\text{xhpr}_t^n) = & \bar{B}'_{n-1}(-\Sigma\lambda_0) - (1/2)\bar{B}'_{n-1}\Sigma\Sigma'\bar{B}_{n-1} + \bar{B}'_{n-1}\Phi X_t \\ & + \delta_0 + \delta'_1 X_t - (\bar{B}'_{n-1}(\Phi - \Sigma\lambda_1))X_t - \delta_0 - \delta'_1 X_t. \end{aligned} \quad (6.16)$$

Die einmonatige Risikoprämie der n -monatigen Anleihe lässt sich dann wie folgt notieren:

$$E_t(\text{xhpr}_t^n) = \bar{B}'_{n-1}(-\Sigma\lambda_0) - (1/2)\bar{B}'_{n-1}\Sigma\Sigma'\bar{B}_{n-1} + (\bar{B}'_{n-1}(\Sigma\lambda_1))X_t. \quad (6.17)$$

Abbildung 6.8 zeigt den Verlauf der mit Hilfe von Gleichung (6.17) gewonnenen theoretischen Risikoprämien der 12- und 60-monatigen Anleihe.¹⁹⁴ Die Modellformulierung ermöglicht es, die Prämien in faktorspezifische Teilkomponenten aufzuspalten, wodurch sich für jede Modellvariable eine eigene Risikoprämie ergibt. Darüber hinaus kann im Rahmen einer Impuls-Antwort-Analyse die Reaktion der laufzeitspezifischen Risikoprämien auf unvorhergesehene Veränderungen der Modellvariablen aufgezeigt werden. Abbildung 6.9 zeigt in diesem Zusammenhang die Impulsantworten der 12- und 60-monatigen Prämie auf Innovationen in Höhe von einer residualen Standardabweichung in den einzelnen Zustandsvariablen des Modells.

Die erste Reihe von Abbildung 6.8 vergleicht die gesamte zeitliche Variation der Risikoprämien mit den Risikoprämien der Outputlücke. Deren Korrelationen betragen 0,56 (12-Monatsprämie) und 0,55 (60-Monatsprämie). Es wird deutlich, dass ein erheblicher Teil der modelltheoretischen Risikoprämien auf die konjunkturelle Entwicklung zurückgeführt werden kann. Die Risikoprämien zeigen dabei insgesamt einen antizyklischen Verlauf. Konjunkturelle Expansionen werden in der Regel begleitet von sinkenden, Rezessionen dagegen von steigenden Risikoauflagen.¹⁹⁵ Die Impulsantworten in Abbildung 6.9 bestätigen die Antizyklik der Risikoprämien. Impulse, die einen Abschwung begründen (Rückgänge der Outputlücke und des US-Politikzinses) beziehungsweise aus einem solchen erwachsen (Rückgänge der Inflationsrate) ziehen deutlich steigende Risikoprämien nach sich. Dabei zeigen die Prämien eine mit der Laufzeit steigende Reaktion. Besonders deutlich ist der antizyklische Effekt im Falle unerwarteter negativer Impulse auf die Outputlücke, welche einen sofortigen Anstieg der 60-Monatsprämie um 1,09 Prozentpunkte nach sich ziehen.¹⁹⁶ Negative Innovationen im US-Politikzins und der Inflationsrate haben mit 55 beziehungsweise 50 Basispunkten in etwa einen halb so großen Effekt. Die 12-Monatsprämie zeigt positive kontemporäre Reaktionen zwischen 20 (Inflationsrate) und 31 Basispunkten (Outputlücke).

Zu Beginn der 1990er Jahre weichen die Risikoprämien der 12- und 60-Monatsanleihe in der Höhe recht deutlich von den laufzeitspezifischen Risikoprämien der Outputlücke ab. Die zweite Reihe von Abbildung 6.8 verdeutlicht, dass die Differenz durch die Zunahme der 12- und 60-monatigen Risikoprämien der Inflationserwartungen eliminiert werden kann. Eigentlich ist in dieser Phase der hohen Kapazitätsauslastung im Sinne einer antizyklischen Reaktion mit stark sinkenden Risikoprämien zu rechnen. Die zu der Zeit sehr deutlich steigenden Inflationserwartungen üben diesbezüglich aber einen positiven Effekt aus, was in der Summe sogar zu zeitweilig steigenden Risikoprämien führt. Die zuvor vor dem Hintergrund nationaler (Wiedervereinigung) und internationaler Entwicklungen (EWS-Spannungen) diskutierte wahrgenommene geldpolitische Lockerung schlägt

¹⁹⁴Die Darstellung orientiert sich an Hördahl et al. (2006), S. 425.

¹⁹⁵Dieser Befund deckt sich mit den Ergebnissen zahlreicher Studien (Vgl. Ang et al. (2011), S. 450).

¹⁹⁶Es ist zu beachten, dass es sich um Impulse in Höhe von einer Standardabweichung handelt, weshalb die Wirkung der residual stark schwankenden Outputlücke im Vergleich zur Analyse in Abschnitt 6.5 größer ausfällt.

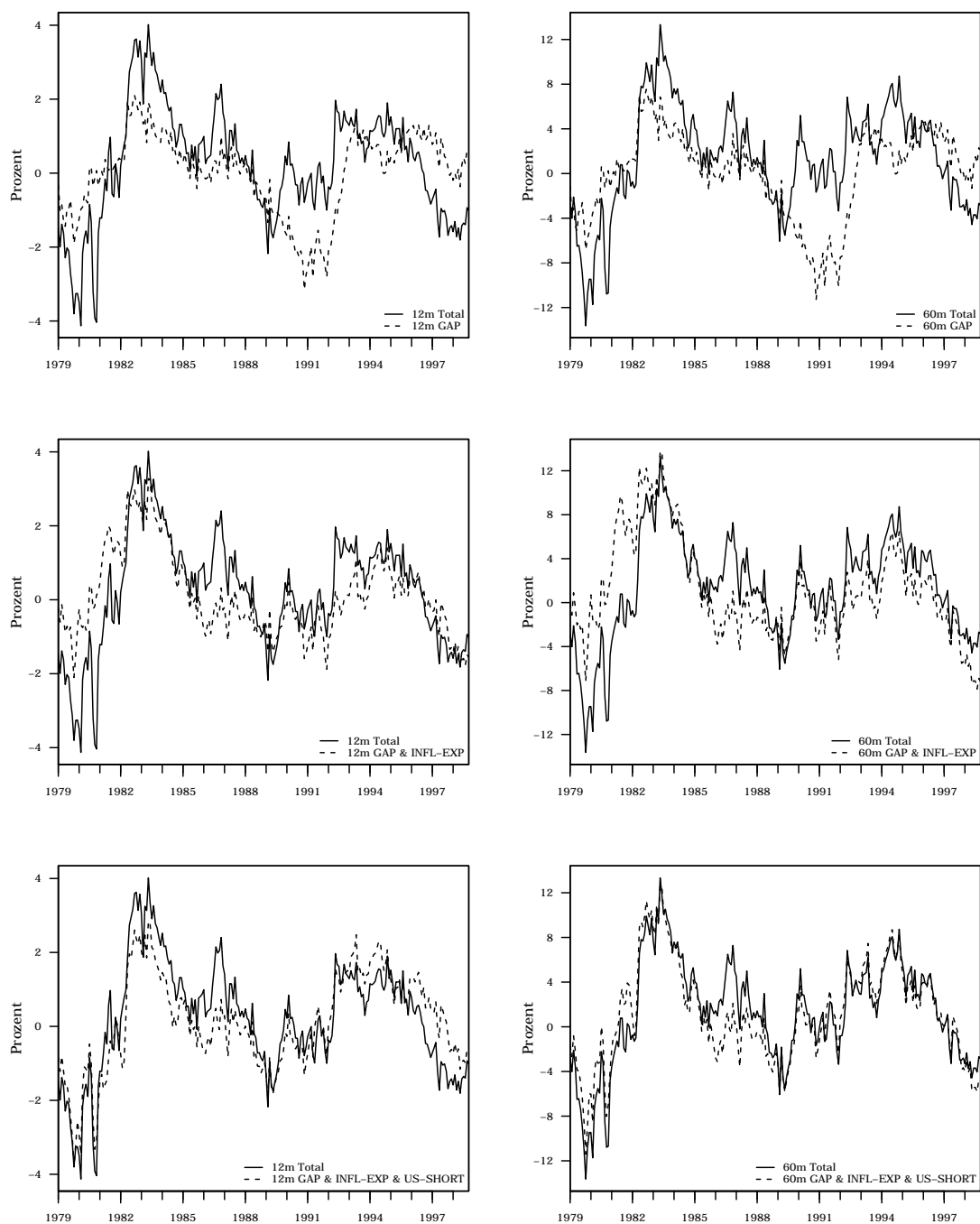


Abbildung 6.8 Risikoprämien im EWS-Ansatz

Zeitreihenverlauf der (annualisierten) erwarteten einmonatigen Holding Premia im EWS-Modell. Die durchgezogenen Linien zeigen die Holding Premia für Laufzeiten von 12 und 60 Monaten, die gestrichelten Linien zeigen den Anteil einzelner oder mehrerer Zustandsvariablen an diesen Holding Premia. GAP bezeichnet die Outputlücke, INFL-EXP die Inflationserwartungen und US-SHORT den US-Politikzins. Der Untersuchungszeitraum ist 1979-03 bis 1998-12.

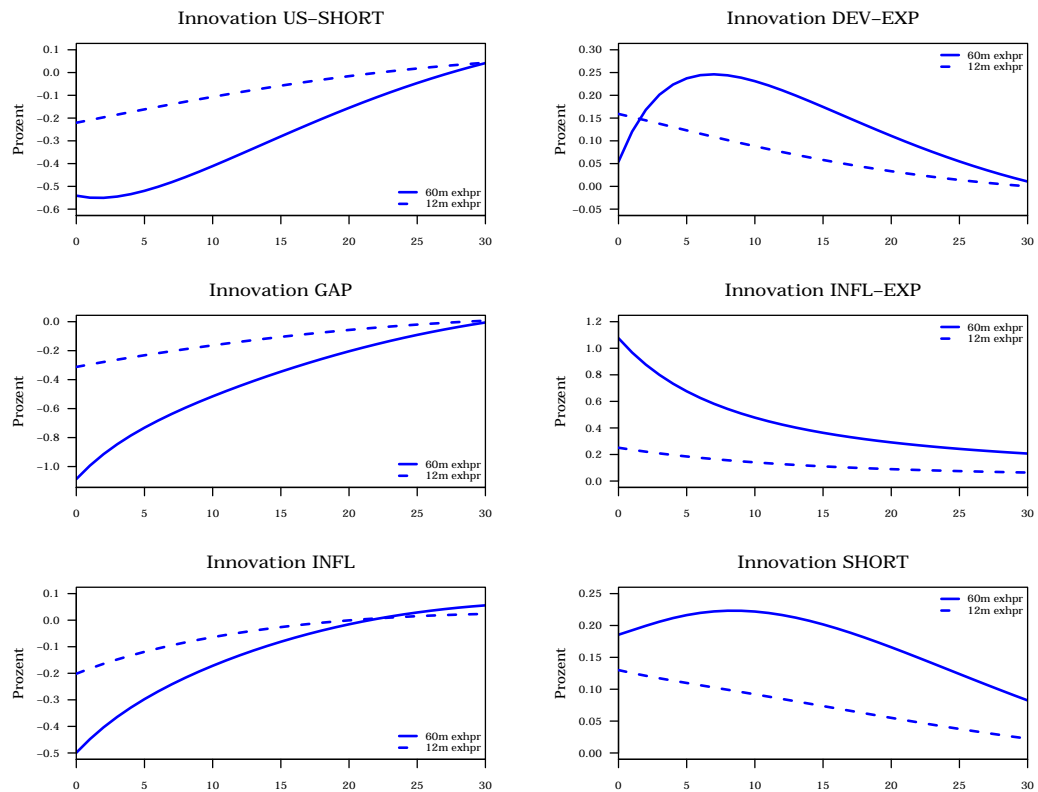


Abbildung 6.9 Impulsantworten der Risikoprämien im EWS-Ansatz

Impulsantworten der erwarteten einmonatigen Holding Premia (exhpr) für Laufzeiten von 12 und 60 Monaten auf Innovationen in Höhe von einer Standardabweichung in den Zustandsvariablen. Zustandsvariablen sind (in der Kausalordnung) US-Politikzins (US-SHORT), Outputlücke (GAP), Inflationsrate (INFL), Abwertungserwartungen französischer Franc gegenüber deutscher Mark (DEV-EXP), Inflationserwartung (INFL-EXP) und inländischer Politikzins (SHORT). Die Identifikation ist rekursiv. Der Untersuchungszeitraum ist 1979-03 bis 1998-12.

sich demnach in Form steigender faktorspezifischer Risikoaufschläge in der Variation längerfristiger Zinssätze nieder. Die Korrelationen der gesamten Risikoprämien mit der Summe aus den Output- und Inflationserwartungsprämien betragen in diesem Zusammenhang 0,72 (12-Monatsprämie) und 0,67 (60-Monatsprämie). Die Impulsantworten (Abbildung 6.9) verdeutlichen die positive Abhängigkeit der Risikoprämien von den Inflationserwartungen. Entsprechende Innovationen erhöhen die Risikoprämien im langen Laufzeitbereich (60 Monate) um 1,08 Prozentpunkte und im mittleren Bereich (12 Monate) um 25 Basispunkte. Die Impulsantworten zeigen einen abnehmenden Verlauf, konvergieren aber langfristig im positiven Bereich, weshalb von permanent erhöhten Risikoprämien gesprochen werden kann.

Die dritte Reihe von Abbildung 6.8 zeigt, dass nahezu die gesamte zeitliche Variation der Risikoprämien durch die Outputlücke, die Inflationserwartungen und den US-Politikzins erklärt werden kann. Die Korrelationen der 12- und 60-Monatsprämie mit der Summe der drei faktorspezifischen Risikoprämien betragen 0,87 und 0,92. Die Risikoprämien des deutschen Politikzinses, der Inflationsrate und der EWS-Abwertungserwartungen haben darüber hinaus nur noch einen geringen Erklärungsgehalt für den Verlauf der gesamten

Risikoprämien. Die Impulsantworten auf Innovationen im Politikzins (Abbildung 6.9) deuten eine recht geringe Bepreisung geldpolitischen Risikos an. Die maximale Reaktion liegt zwischen 13 (12-Monatsprämie) und 22 Basispunkten (60-Monatsprämie), was vor dem Hintergrund der Schwankungsbreite der gesamten 60-Monatsprämie (Abbildung 6.8) zumindest langfristig vernachlässigbar erscheint.

Innovationen in den EWS-Abwertungserwartungen haben abschließend einen positiven, wenn auch moderaten Effekt auf die Risikoprämien (maximal 16 bis 25 Basispunkte). Glaubwürdigkeitsprobleme im EWS, gemessen als unsystematische positive Abwertungserwartungen bezüglich der anderen Währungen gegenüber der D-Mark, werden demnach von den Marktteilnehmern mit steigenden Risikoaufschlägen bedacht. Ein solcher Anstieg in den Risikoprämien ließe sich vor dem Hintergrund des zunehmenden Risikos einer geldpolitischen Lockerung und daraus resultierenden Inflationserwartungen rechtfertigen. Sollte die Bundesbank den Politikzins bei unveränderten Fundamentaldaten senken, um die bilateralen EWS-Wechselkurse zu stützen, entsteht die Möglichkeit zukünftig steigender Inflation, was das Risiko längerfristiger Anleihen erhöht. Steigende EWS-Abwertungserwartungen haben demnach einen qualitativ ähnlichen Effekt auf die Risikoprämien wie Anstiege in den tatsächlichen Inflationserwartungen, welche selbst unabhängig von Veränderungen der EWS-Erwartungen sind (siehe Abschnitt 6.5). Die laufzeitspezifischen Risikoprämien liefern damit einen zweiten Indikator für Inflationsunsicherheit. Während die Inflationserwartungen gemessen am Zinsniveau keine Reaktion zeigen, schlägt sich das Risiko zukünftiger Inflation dennoch in Form von Risikoprämien in den langfristigen Anleihen nieder.

6.7 Zusammenfassung und Diskussion

Die Geldpolitik der Bundesbank wurde durch die Mitgliedschaft Deutschlands im Europäischen Währungssystem sowie informell vor dem Hintergrund einer realwirtschaftlichen Stabilisierung durch die Entwicklung des D-Mark/US-Dollar Wechselkurses im Zeitraum 1979-03 bis 1998-12 außenwirtschaftlich restringiert. Das EWS-Modell trägt dieser dualen Wechselkursbeschränkung Rechnung, indem es einen Indikator für die US-amerikanische Geldpolitik sowie einen Interventionsindikator für die erwartete Wechselkursentwicklung im EWS in ein nationales Modell bestehend aus den geldpolitisch relevanten Größen Outputlücke, Inflationsrate und Inflationserwartungen sowie dem Politikzins integriert. Die US-Politik wird dabei durch die Federal Funds Rate approximiert. Die erwartete Wechselkursentwicklung im EWS entspricht den mit Hilfe des Verfahrens von Svensson (1993) unter Annahme der ungedeckten Zinsparität aus dem Zinsdifferential gewonnenen Abwertungserwartungen des französischen Franc gegenüber der D-Mark. Die Erwartungen werden unter Berücksichtigung der erwarteten Wechselkursentwicklung im WKM-Zielzonenband ermittelt und bemessen die erwartete Höhe zukünftiger Realignments. Stark von Null verschiedene Abwertungserwartungen sind gleichbedeutend mit einer geringen Glaubwürdigkeit des EWS-Regimes. Gleichzeitig treiben die Erwartungen den bilateralen Wechselkurs weg von der zentralen Parität, was in einem symmetrischen Wechselkurssystem eine Intervention der Bundesbank erfordert.

Das EWS-Modell setzt die nationale und internationale makroökonomische Dynamik in Zusammenhang zur deutschen Zinsstruktur. Konkret werden die makroökonomischen Größen als Zustandsvariablen eines affinen Zinsstrukturmodells im Sinne von Ang und Piazzesi (2003) modelliert. Neben der Extrahierung von Inflationserwartungen aus dem allgemei-

nen Zinsniveau bietet die gemeinsame Modellierung die Möglichkeit, Abweichungen von der Erwartungshypothese der Zinsstruktur in Form von faktorspezifischen Risikoprämien explizit zu berücksichtigen.

Die Ergebnisse des EWS-Modells sind vor dem Hintergrund der Debatte zur „German Dominance Hypothesis“ (GDH) zu interpretieren. Die GDH besagt in ihrer strikten Form, dass die Geldpolitik im EWS von der Bundesbank dominiert wurde, während die übrigen Zentralbanken durch eine Anbindung ihres Wechselkurses an die D-Mark in Form sinkender und konvergierender Inflationsraten von der Reputation der Bundesbank profitierten. Zu den (frühen) Vertretern der GDH gehören Giavazzi und Giovannini (1987), Fischer (1987) und Wyplosz (1989). Spätere Arbeiten relativieren diese Sichtweise und kommen meist zu den Ergebnissen, dass Deutschland eine besondere Rolle im EWS einnahm (Fratianne und von Hagen (1990), von Hagen und Fratianni (1990)) und die Geldpolitik im EWS weniger asymmetrisch war als zunächst angenommen (De Grauwe (1989), Katsimbris (1993)).¹⁹⁷ Der auch in der vorliegenden Analyse relevante Einfluss der US-Geldpolitik wird unter anderem in den Arbeiten von Artus et al. (1991) und Katsimbris und Miller (1993) untersucht. Beide dokumentieren eine hohe Abhängigkeit der deutschen von der US-Geldpolitik. Hassapis et al. (1999) formulieren in diesem Zusammenhang zusätzlich zu verschiedenen Formen der GDH eine „US Dominance Hypothesis“ im Rahmen einer trivariaten VAR-Analyse. Die Autoren finden diesbezüglich empirische Evidenz für einen Einfluss des US-Politikzinses auf EWS-Zinssätze, welcher sich sowohl direkt als auch über den Einfluss auf die deutsche Geldpolitik manifestiert.¹⁹⁸

Auf nationaler Ebene deuten die vom Modell generierten geldpolitischen Reaktionsfunktionen der Bundesbank auf eine antizyklische Geldpolitik mit deutlichem Fokus auf Preisniveaustabilität hin. International bestätigen die Ergebnisse die Bedeutung der dualen Wechselkursbeschränkung. Erwartungsbestimmte Größen spielen dabei eine besondere Rolle im geldpolitischen Kalkül. Während die Reaktionen auf tatsächliche Schwankungen in den makroökonomischen Größen im Sinne einer Zinsglättung graduell erfolgen, sorgen Veränderungen in den erwartungsbestimmten Größen für sofortige Zinsanpassungen. Die Ergebnisse deuten damit eine pragmatische geldpolitische Herangehensweise an. Bereits ausgelösten Entwicklungen wird schrittweise entgegengetreten, um die Variablen verlustminimal auf ihren Zielpfad zurückzuführen. Veränderungen der privaten Erwartungen beeinflussen dagegen deren zukünftige Entwicklung. Sofortige Zinsreaktionen sorgen dafür, dass sich die Erwartungen nicht in vollem Umfang in den relevanten Größen niederschlagen.

Das realwirtschaftliche Stabilisierungsmotiv der Bundesbank zeigt sich in den restriktiven geldpolitischen Reaktionen auf die Outputlücke und auf Veränderungen im US-amerikanischen Politikzins, welche sich über den Wechselkurs auf das deutsche Produktionswachstum auswirken. Die stärkere und langfristige Reaktion auf die US-Geldpolitik lässt sich dabei durch die ebenfalls veränderten Inflationserwartungen rechtfertigen, welche eine besonders restriktive Geldpolitik begründen. Der Fokus auf Preisniveaustabilität zeigt sich darüber hinaus in der geldpolitischen Reaktion auf Angebotsschocks, welche zwar die Inflationsrate erhöhen, aber gleichzeitig die Outputlücke senken. Trotz der negativen konjunkturellen Entwicklung erhöht sich der Politikzins in einer solchen Situation ausgesprochen deutlich. Die Inflationserwartungen zeigen sich dementsprechend hinsichtlich der nationalen Entwicklungen auch fest verankert.

Bezüglich des EWS-Regimes bestätigen die vom Modell generierten Reaktionskoeffizien-

¹⁹⁷Vgl. hierzu und zum Folgenden: Hassapis et al. (1999), S. 48.

¹⁹⁸Vgl. Hassapis et al. (1999), S. 71.

ten die GDH in ihrer strikten Form nicht. Steigenden Aufwertungserwartungen bezüglich der D-Mark begegnet die Bundesbank mit einer signifikanten Senkung des Politikzinses, was wiederum einen Abwertungsdruck auf die D-Mark erzeugt. Durch die Intervention ist sie in der Lage, den Wechselkurs in gewünschter Weise zu stabilisieren. Die Entwicklung der weiteren Größen zeigt, dass eine solche Intervention erfolgen kann, ohne zusätzliche Inflation zu generieren. Hinsichtlich der Outputentwicklung zeigen sich aber Zielverfehlungen. Gleichzeitig kann nicht ausgeschlossen werden, dass die Zinssenkungen historisch in Phasen erhöhter Inflation stattgefunden haben.

Während das Modell zwar eine signifikante Bedeutung der EWS-Abwertungserwartungen für das geldpolitische Instrument der Bundesbank ermittelt, ist es spezifikationsbedingt nicht in der Lage, zu beurteilen, ob die Intervention symmetrisch erfolgt. Zur Beantwortung dieser Frage wäre ein Indikator für die Geldpolitik im EWS-Ausland (im konkreten Fall Frankreich) notwendig. Klar ist dennoch, dass die EWS-Erwartungen eine Rolle gespielt haben und die GDH in ihrer strikten Form abzulehnen ist. Die Reaktion der Modellvariablen auf Innovationen im US-amerikanischen Politikzins liefern darüber hinaus weitere Evidenz gegen eine vollständige deutsche Dominanz. Ein weiterer Aspekt der GDH ist, dass die Geldpolitik außerhalb des EWS nur über die deutsche Geldpolitik auf die anderen EWS-Mitgliedsländer wirkt. Die Tatsache, dass sowohl der deutsche Politikzins als auch die EWS-Abwertungserwartungen selbst signifikant auf verzögerte Veränderungen der US-Geldpolitik reagieren, kann als Indiz gegen die strikte GDH gewertet werden. Da die bilateralen Erwartungen zum größten Teil von der Geldpolitik der beiden Länder abhängen, ließe eine Dominanz Deutschlands nämlich darauf schließen, dass der US-Politikzins nur über die deutsche Geldpolitik auf die EWS-Erwartungen wirkt. Die Ergebnisse bestätigen daher vielmehr die „US Dominance Hypothesis“ nach Hassapis et al. (1999), welche die GDH ablehnt und die zentrale Rolle vielmehr der US-Geldpolitik zuschreibt.

Neben den Inflationserwartungen gibt die Zinsstruktur in Form von faktorspezifischen Risikoprämien Aufschluss über die von den privaten Akteuren wahrgenommene Unsicherheit. Die Dynamik der vom Modell generierten Risikoaufschläge bestätigt dabei den gängigen Befund antizyklischer Überschussrenditen. Schocks, welche einen Aufschwung begründen oder aus einem solchen erwachsen (positive Impulse in Outputlücke, Inflationsrate, US-Politikzins), senken die Risikoprämien, wohingegen Schocks, die auf eine Rezession hindeuten, steigende Risikoprämien bedingen. Schwert (1989) verweist in diesem Zusammenhang auf eine erhöhte Volatilität makroökonomischer Aggregate in konjunkturellen Schwächephasen. Hohe Risikoprämien in Rezessionen können dementsprechend auf eine erhöhte gesamtwirtschaftliche Unsicherheit zurückgeführt werden.

Zukünftig steigende Inflationsraten stellen erwartungsgemäß die größte Gefahr für die reale Rendite langfristiger Anleihen dar. Dementsprechend groß und mit der Laufzeit steigend ist die Reaktion der Risikoprämien auf Schwankungen in den Inflationserwartungen. Steigende Inflationserwartungen erhöhen dabei die Risikoaufschläge, wodurch der potentiell negative Effekt auf die reale Rendite verringert wird. Die Inflationserwartungen selbst zeigen keine Abhängigkeit von Schwankungen in den EWS-Abwertungserwartungen. Allerdings zeigt sich hinsichtlich der EWS-Erwartungen ein qualitativ ähnlicher, wenn auch geringerer Effekt auf die Risikoprämien langfristiger Anleihen. Die in Folge einer erwarteten Abwertung des EWS-Auslands gegenüber der D-Mark steigenden Risikoprämien deuten dabei auf die wahrgenommene Gefahr einer geldpolitischen Lockerung durch die Bundesbank hin. Die privaten Akteure berücksichtigen damit die Möglichkeit, dass die Bundesbank stärker als von ihrer Reaktionsfunktion angezeigt interveniert, um den bilateralen Wechselkurs zu stützen und die Glaubwürdigkeit des EWS-Regimes zu erhöhen. Die damit verbundene

(temporäre) Abkehr von Preisniveaustabilität erhöht das Risiko zukünftig steigender Inflationsraten, was von den Marktteilnehmern mit steigenden Risikoaufschlägen bedacht wird.

Vor dem Hintergrund der Debatte zur deutschen Dominanz wird bezüglich der Interventionen der Bundesbank demnach das Restrisiko einer stärkeren expansiven Geldpolitik mit in der Folge steigenden Inflationsraten in Form von moderaten Risikoaufschlägen berücksichtigt. Gleichzeitig ist zu Beginn der 1990er Jahre ein deutlicher Anstieg der Inflationserwartungen zu beobachten, welcher zwar nicht auf die EWS-Erwartungen zurückgeführt werden kann, allerdings zeitlich mit Spannungen im Europäischen Währungssystem zusammenfällt. Während die konjunkturelle Entwicklung in Deutschland im Zuge der Wiedervereinigung außerordentlich expansiv war, lagen in den anderen EWS-Ländern Rezessionen vor. Geldpolitisch erforderten die Rezessionen eine expansive, der Boom in Deutschland aber eine restriktive Ausrichtung. Eine potentielle Rücksichtnahme der Bundesbank auf die konjunkturelle Entwicklung der anderen EWS-Länder erhöht in einer solchen Situation das Risiko für die zukünftige Preisentwicklung in Deutschland, was einen Anstieg der Inflationserwartungen rechtfertigen würde. Ob allerdings die steigenden Inflationserwartungen zu Beginn der 1990er Jahre nur auf den durch die Wiedervereinigung ausgelösten Preisdruck zurückzuführen sind, oder ob das Risiko einer im Hinblick auf die EWS-Situation weniger restriktiven Geldpolitik durch die Bundesbank in der Erwartungsbildung berücksichtigt wurde, kann nicht eindeutig geklärt werden.

Die Ergebnisse des EWS-Modells verdeutlichen die Wichtigkeit einer Berücksichtigung der dualen Wechselkursbeschränkung in makroökonomischen Zinsstrukturmodellen der deutschen Volkswirtschaft. Im Vergleich zum nationalen Benchmark-Modell verlieren dabei insbesondere die Inflationserwartungen bei der Erklärung der Variation der Zustandsvariablen und der Zinssätze an Bedeutung. Der verlorene Erklärungsgehalt wird im EWS-Modell hauptsächlich durch die US-amerikanische Geldpolitik übernommen, was darauf zurückzuführen ist, dass diese letztlich auch die Weltkonjunktur abbildet. Es ist anzunehmen, dass weltwirtschaftliche Entwicklungen, welche die Federal Reserve durch einen zunehmenden Preisdruck zu einer Zinserhöhung veranlassen, ebenso die erwartete Preisbildung in Deutschland beeinflussen.

Modelltheoretisch ist der EWS-Ansatz von einer Vielzahl von Kompromissen geprägt. Kritisch ist in diesem Zusammenhang insbesondere die ad-hoc Modellierung der die Volkswirtschaft beschreibenden Zustandsvariablen zu betrachten. Die vektorautoregressive Modellstruktur ist dabei zum einen durch eine fehlende theoretische Fundierung, zum anderen aber auch vor dem Hintergrund einer ökonometrischen Handhabbarkeit praktisch motiviert. Es ist zu bedenken, dass der Ansatz die Dynamik der Zustandsvariablen gemeinsam mit der Zinsstruktur in einem komplexen State Space System modelliert, in welchem die Zinssätze unter der Bedingung der Arbitragefreiheit und unter Berücksichtigung zeitvariabler Risikoprämien gebildet werden. Dennoch sieht die Verwendung von Monatsdaten eigentlich eine längere Lag-Struktur des VAR-Systems vor. Da der zu schätzende Parametervektor aber schon bei einer VAR-Ordnung von Eins neben den zwei vom Modell generierten latenten Größen über 100 Parameter, Varianzen und Kovarianzen enthält, erscheint eine dimensionale Erweiterung der Koeffizientenmatrix zumindest ohne restriktive a-priori Annahmen wenig sinnvoll.¹⁹⁹ Die bereits im vorliegenden Modell recht hohe Anzahl an insignifikanten Parametern bestätigt diese Einschätzung. Die VAR(1)-Spezifikation mit Monatsdaten wird außerdem von einer Vielzahl von makroökonomischen Analysen der

¹⁹⁹Die modellspezifische Schätzerfordernis ist in Abschnitt A.3 zu finden.

Zinsstruktur verwendet.²⁰⁰ Weiterhin kritisch zu betrachten ist die affine Modellierung der Zinsstruktur, welche auf einem exogen formulierten Pricing Kernel beruht. Wie in den Modellen zuvor wird ein Zusammenhang zu den Präferenzen der Konsumenten über eine intertemporale Euler-Gleichung nicht hergestellt.

Die eindeutige Assoziation des Zinsniveaus mit den Inflationserwartungen sowie die Indikatoren der dualen Wechselkursbeschränkung sind vor dem Hintergrund der Fragestellung ebenfalls kritisch zu betrachten. Das Zinsniveau ist zwar über die Fisher-Gleichung mit den Inflationserwartungen verknüpft, wird aber sicherlich auch von weiteren Faktoren beeinflusst. Hinsichtlich der Situation im EWS zeigt die Analyse, dass die Abwertungserwartungen Spannungen zwischen den Teilnehmerländern nur bedingt abbilden können. Gerade in solchen Phasen wäre eine Analyse der geldpolitischen Reaktion aber besonders interessant. Der enorme Einfluss der US-amerikanischen Geldpolitik ist abschließend möglicherweise auf das Fehlen eines Indikators für die Weltkonjunktur zurückzuführen. Entsprechende Modellkonfigurationen konnten allerdings keine sinnvollen Ergebnisse produzieren.²⁰¹

²⁰⁰ Zu nennen sind hier u.a. die Arbeit von Bolder und Liu (2007) sowie der in Kapitel 2 vorgestellte Ansatz von Diebold et al. (2006). Das Modell von Ang und Piazzesi (2003) aus Kapitel 3 verwendet in der Originalspezifikation zwar ein VAR(12), geht dabei aber von einer Orthogonalität von makroökonomischen und Zinsstrukturvariablen aus.

²⁰¹ Als weltkonjunkturelle Indikatoren dienten dabei verschiedene Rohstoffpreisindizes.

Fazit

Makroökonomische Zinsstrukturmodelle bieten gegenüber traditionellen Modellen aus Finanzwirtschaft und empirischer Makroökonomik zahlreiche Vorteile. Insbesondere die aus der Zinsstruktur gewonnenen Indikatoren zur privaten Erwartungsbildung haben einen erheblichen Informationsgehalt für die gesamtwirtschaftliche Entwicklung. Neben den aus dem Zinsniveau gewonnenen Inflationserwartungen dokumentieren faktorspezifische Risikoprämien die private Einschätzung hinsichtlich der Unsicherheit über die zukünftige makroökonomische Dynamik. Gleichzeitig bilden sich die privaten Erwartungen in Abhängigkeit von der geldpolitischen Ausrichtung sowie der tatsächlichen Preis- und Outputentwicklung. Die vorliegende Arbeit präsentiert mit den Modellen von Diebold et al. (2006) [DRA], Ang und Piazzesi (2003) [AP] und Rudebusch und Wu (2008) [RW] drei prominente Ansätze zur gemeinsamen Modellierung von Makroökonomie und Zinsstruktur vor dem Hintergrund eines deutsch-US-amerikanischen Vergleichs. Darüber hinaus liefert die Arbeit im Rahmen eines innovativen makroökonomischen Zinsstrukturmodells [EWS] Evidenzen zu den internationalen Restriktionen der Deutschen Bundesbank in der Phase 1979 bis 1998, welche insbesondere vor dem Hintergrund der Debatte zur deutschen Dominanz im Europäischen Währungssystem zu interpretieren sind.

Hinsichtlich des verwendeten Zinsstrukturmodells hat sich in der Literatur im wesentlichen die affine Spezifikation nach Ang und Piazzesi (2003) durchgesetzt, welche als Spezialfall der in Duffie und Kan (1996) klassifizierten Modelle angesehen werden kann.²⁰² Affine Modelle bieten die Möglichkeit, faktorspezifische Risikoprämien, also zeitvariable Abweichungen von der Erwartungshypothese, zu ermitteln. Dabei sind der geldpolitisch interpretierte kurzfristige Zins und das längere Laufzeitspektrum über das Konzept der Arbitragefreiheit mit einander verknüpft. Neben dem originären Ansatz von Ang und Piazzesi (2003) wird die affine Spezifikation von einer Vielzahl von Arbeiten mit unterschiedlicher theoretischer Rigorosität genutzt. Während Ang und Piazzesi (2003) eine ad-hoc Modellierung von makroökonomischen und Zinsstrukturfaktoren verwenden, zeigen zahlreiche Arbeiten, wie die gemeinsame Dynamik stärker theoretisch fundiert werden kann. Hierzu gehört neben dem in der vorliegenden Arbeit vorgestellten Modell von Rudebusch und Wu (2008) insbesondere die Arbeit von Hördahl et al. (2006), deren Fokus auf der deutschen Volkswirtschaft liegt.

Mit Hilfe makroökonomischer Zinsstrukturmodelle können verschiedenste Fragestellungen adressiert werden. Dewachter und Lyrio (2006) präsentieren in diesem Zusammenhang ein semi-strukturelles Modell, welches von Dewachter et al. (2004) zur Analyse der Effekte der Europäischen Währungsunion auf die Dynamik der deutschen Zinsstruktur genutzt wird. Die Autoren finden in einer Projektionsstudie geringere Zinssätze und höhere Ri-

²⁰²Vgl. Ang und Piazzesi (2003), S. 747. Zu den wenigen Ausnahmen gehört die Nelson-Siegel Spezifikation nach Diebold et al. (2006) sowie die quadratische Formulierung von Ang et al. (2011).

sikoaufschläge unter dem Regime der Europäischen Zentralbank im Vergleich zu einem hypothetischen Bundesbank-Regime. Dai und Philippon (2005) untersuchen die Rolle der Fiskalpolitik. Die Autoren ermitteln einen Einfluss fiskalpolitischer Schocks auf das lange Ende der Zinsstruktur, welcher neben höheren erwarteten Kurzfristzinsen auf steigende Risikoprämien zurückgeführt werden kann. Ang et al. (2007) identifizieren in einem affinen Modell geldpolitische Schocks mit Hilfe verschiedener Reaktionsfunktionen im Sinne der Taylor-Regel. Das quadratische Modell von Ang et al. (2011) ermöglicht die Extrahierung zeitvariabler geldpolitischer Reaktionskoeffizienten, welche die Evolution der geldpolitischen Reaktionen auf Output- und Inflationsentwicklung als latente Faktoren dokumentieren. Dong (2006) spezifiziert ein affines Zweiländer-Zinsstrukturmodell für Deutschland und die USA, in welchem die Dynamik des Wechselkurses mit Hilfe des Verhältnisses der stochastischen Diskontfaktoren zwischen den beiden Ländern erklärt wird. Als Ergebnis stellen sich antizyklische Wechselkursrisikoprämien heraus, wobei Abweichungen von der ungedeckten Zinsparität durch makroökonomische Risikoprämien erklärt werden.²⁰³

Das EWS-Modell unterstreicht die Bedeutung der dualen Wechselkursbeschränkung in makroökonomischen Zinsstrukturmodellen der Bundesrepublik Deutschland. Die Untersuchung zeigt, dass die Deutsche Bundesbank neben ihrem klaren Fokus auf Preisniveaustabilität und der Berücksichtigung der nationalen Outputentwicklung auch internationale Stabilisierungsmotive verfolgte. Vor dem Hintergrund einer realwirtschaftlichen Stabilisierung spielte dabei die US-amerikanische Geldpolitik hinsichtlich des D-Mark/US-Dollar Wechselkurses eine große Rolle. Die ermittelte geldpolitische Reaktion auf Wechselkursorwartungen im Europäischen Währungssystem deutet an, dass die Bundesbank in gewissem Maße ihrer durch den Wechselkursmechanismus implizierten Interventionspflicht nachkam. Die Ergebnisse bestätigen damit die in der Literatur diskutierte „German Dominance Hypothesis“ (GDH) nicht, welche eine einseitige geldpolitische Abhängigkeit der anderen EWS-Länder von Deutschland unterstellt. Der große unabhängige Einfluss der US-Geldpolitik auf den deutschen Politikzins und die Erwartungen im EWS weist vielmehr auf eine zentrale internationale Rolle der US-amerikanischen Geldpolitik in dieser Phase hin.

Die aus der Zinsstruktur gewonnenen Risikoaufschläge zeigen, dass die Marktteilnehmer die Möglichkeit einer stärkeren Rücksichtnahme der Bundesbank auf die anderen EWS-Mitgliedsländer in Form steigender Laufzeitprämien berücksichtigten. Der Befund spricht hinsichtlich der GDH damit auch gegen eine von den privaten Akteuren wahrgenommene deutsche Dominanz. Zusammenfassend kann argumentiert werden, dass die Bundesbank im Zuge steigender Realignmentserwartungen eine Zinssenkung zur D-Mark Schwächung zugelassen hat, welche von den privaten Akteuren möglicherweise noch deutlicher erwartet wurde. Gleichzeitig zeigen die Inflationserwartungen zu Beginn der 1990er Jahre in einer Phase großer Spannungen im EWS einen sehr deutlichen und anhaltenden Anstieg, welcher möglicherweise auch auf die asymmetrische Konjunktorentwicklung im EWS im Zuge der deutschen Wiedervereinigung zurückzuführen ist. Mit Ausnahme dieser Episode bestätigen die Risikoprämien hinsichtlich der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung den gängigen Befund antizyklischer Überschussrenditen.

Der große Erklärungsgehalt der internationalen Faktoren für die Dynamik der deutschen Zinsstruktur zeigt, dass die Bundesrepublik Deutschland anders als die USA in der makroökonomischen Zinsstrukturanalyse nicht ohne Einschränkung als geschlossene Volkswirtschaft modelliert werden kann. Im Vergleich zu einem nationalen Modell übernimmt

²⁰³ Aufgrund des Umfangs der diesbezüglichen Literatur geben die aufgeführten Arbeiten nur einen kurssrischen Überblick über die unter dem Oberbegriff Macro-Finance veröffentlichten Untersuchungen.

die US-amerikanische Geldpolitik im EWS-Modell, u.a. in ihrer Rolle als weltkonjunktureller Indikator, einen Großteil des zuvor von den Inflationserwartungen eingenommenen Erklärungsgehalts. Nicht dokumentierte Untersuchungen zur Bedeutung des deutschen kurzfristigen Zinses für die makroökonomische Zinsstrukturdynamik in den USA weisen der deutschen Geldpolitik im Umkehrschluss nur einen geringen Informationsgehalt zu.

Der internationale Vergleich mit den USA deckt für die Phase 1979 bis 1998 zentrale Unterschiede zwischen den beiden Volkswirtschaften auf. Hinsichtlich der geldpolitischen Zielsetzung dokumentiert die Analyse eine weit stärkere Reaktion der Bundesbank auf Schwankungen in der Inflationsrate und der Outputlücke. Insbesondere die starke Gewichtung der Preisentwicklung in der Reaktionsfunktion der Bundesbank korrespondiert mit ihrer diesbezüglichen Reputation. Im Umkehrschluss wird die Variation des geldpolitischen Instruments in den USA im Vergleich zu Deutschland viel stärker idiosynkratisch erklärt, was auf einen ausgeprägteren geldpolitischen Aktionismus schließen lässt. Während das geldpolitische Instrument in Deutschland hauptsächlich aufgrund von Variationen in den makroökonomischen Größen schwankt, deutet der höhere idiosynkratische Anteil in den USA auf mehr fallweise Optimierung hin.²⁰⁴

Die größere geldpolitische Berechenbarkeit sorgt in Deutschland für eine festere Verankerung der Inflationserwartungen. Anders als in den USA hat die tatsächliche Inflationsrate in Deutschland keinen nennenswerten Effekt auf die erwartete Preisentwicklung. Gleichzeitig schlagen sich veränderte Inflationserwartungen in den USA anders als in Deutschland nicht in der tatsächlichen Inflationsrate nieder. Während die langfristige Variation der Inflationsrate in Deutschland durch die diesbezügliche Erwartungsbildung geprägt wird, liegt in den USA ein höherer realwirtschaftlicher Einfluss vor. Das mit Veränderungen der Outputlücke verbundene Inflationsrisiko schlägt sich in den USA auch in der Dynamik der Zinsstruktur nieder. Die im RW-Ansatz ermittelten Marktpreise des Risikos deuten in diesem Zusammenhang auf eine signifikante Abhängigkeit der Inflationserwartungen von der Outputlücke unter dem risikoneutralen Wahrscheinlichkeitsmaß hin. Mit anderen Worten wird das Inflationsrisiko der konjunkturellen Entwicklung in den USA von den privaten Akteuren mit steigenden Risikoprämien bedacht. Tatsächlich ermitteln die Modelle in den USA einen höheren nominalen Erklärungsgehalt für die Entwicklung der Outputlücke, welche in Deutschland eher auf reale Faktoren zurückgeführt werden kann.²⁰⁵

Zusammenfassend kann im Vergleich zu Deutschland in den USA von einer erhöhten geldpolitischen Unsicherheit verbunden mit einer geringeren Inflationsgewichtung in der Reaktionsfunktion der Federal Reserve gesprochen werden, was zu einem höheren nominalen Einfluss und schlechter verankerten Inflationserwartungen führt. Dieser zentrale Befund wird durch die Dynamik der längerfristigen Zinssätze bestätigt. Obwohl der Erklärungsgehalt der Inflationsrate für die Variation der Zinssätze vergleichbar ist, setzt er sich in den beiden Ländern vollkommen unterschiedlich zusammen. Während der Inflationseffekt

²⁰⁴ Es ist anzumerken, dass der geringere Erklärungsgehalt der makroökonomischen Größen für die Variation des Politikinstrumentes in den USA auch auf Fehlspezifikationen zurückgeführt werden kann. Wenn z.B. Inflationsrate und Outputlücke in der gemessenen Form (siehe Kapitel 1) von den tatsächlichen geldpolitischen Indikatoren der Federal Reserve abweichen, kann der geringere makroökonomische Einfluss auf das Politikinstrument in der vorliegenden Analyse durch eben diese Fehlspezifikation erklärt werden.

²⁰⁵ Diebold et al. (2006), S. 324, dokumentieren ebenfalls eine schlechte Verankerung der Inflationserwartungen in den USA. In diesem Zusammenhang liefert die auch von Goodfriend und King (2005) dokumentierte verzögerte Anpassung der erwarteten Preisbildung an den mit der Volcker Disinflation vollzogenen Regimewechsel zu Beginn der 1980er Jahre ein weiteres Indiz für die im Vergleich zu Deutschland geringere geldpolitische Glaubwürdigkeit in dieser Phase.

auf die deutschen Zinssätze aus der systematischen Reaktion der Bundesbank entsteht, kann dieser in den USA auf erhöhte Inflationserwartungen zurückgeführt werden. Die Ergebnisse eines affinen US-Modells bestehend aus Outputlücke, Inflationsrate, Inflationserwartungen und Politikzins dokumentieren den höheren nominalen Erklärungsgehalt für die Variation der Zinssätze.²⁰⁶ Die Dynamik der langfristigen Risikoprämien kann darin nahezu vollständig durch die Variation der Inflationsrate und der Inflationserwartungen erklärt werden. Für die Risikoprämien kürzerer Laufzeiten spielt zudem die Unsicherheit bezüglich des geldpolitischen Instruments eine gewisse Rolle. In Deutschland dominiert im Untersuchungszeitraum die realwirtschaftliche Entwicklung den Verlauf aller Risikoprämien. Hinsichtlich des internationalen Vergleichs ist abschließend anzumerken, dass ab Mitte der 1990er Jahre ein erheblicher Gleichlauf in den Zinsstrukturbewegungen der beiden Länder verbunden mit einer abnehmenden Streuung der makroökonomischen Variablen zu beobachten ist. Bezüglich der Zinsstruktur bestätigen die Ergebnisse die unter anderem von Diebold et al. (2008) dokumentierte zunehmende internationale Verknüpfung der Anleihemärkte. Die gesunkene gesamtwirtschaftliche Variabilität wird dabei häufig als Phase der „Great Moderation“ bezeichnet.²⁰⁷

Die zentrale Kritik an den formulierten makroökonomischen Zinsstrukturmodellen liegt in der ad-hoc Modellierung der Zustandsvariablen und der Zinsstrukturdynamik. Als Bewegungsgesetz werden vektorautoregressive Prozesse mit unterschiedlicher struktureller Komplexität unterstellt. Selbst die Neu-Keynesianischen Modellgleichungen im Ansatz von Rudebusch und Wu (2008) stellen letztlich reduzierte Formen der strukturellen Zusammenhänge dar. Bezüglich der Zinssätze sieht die affine Spezifikation zwar im Gegensatz zur Nelson-Siegel Modellierung Arbitragefreiheit unter der Verwendung zeitvariabler Risikoprämien vor, hinsichtlich des exogenen Pricing Kernels ist sie aber hauptsächlich empirisch motiviert. Die Schätzung makroökonomischer Zinsstrukturmodelle ist aufgrund der Vielzahl an Parametern sowie der Nichtlinearität der Zinsdynamik bereits in einfachsten Spezifikationen sehr aufwendig. Der EWS-Ansatz modelliert nationale und internationale Determinanten der Geldpolitik im Rahmen eines affinen Modells als vektorautoregressive Prozesse erster Ordnung. Der Modellrahmen wurde dabei insbesondere im Hinblick auf eine ökonometrische Umsetzbarkeit, aber auch vor dem Hintergrund eines fehlenden theoretischen Modells gewählt.

Verschiedene Autoren begegnen der zentralen Kritik, indem sie die makroökonomische Zinsstrukturanalyse in den Kontext dynamischer allgemeiner Gleichgewichtsmodelle einbetten. Zu nennen sind u.a. die Arbeiten von Wu (2006) und Hördahl et al. (2008). Die Mikrofundierung der Modellzusammenhänge unterliegt in den genannten Analysen aus empirischer Sicht allerdings einer massiven Einschränkung. Zeitvariable Risikoprämien, welche wohl dokumentierte Charakteristika der Zinsstrukturdynamik darstellen, können in einem solchen Modellrahmen konstruktionsbedingt nicht abgebildet werden. Konstante Risikoprämien implizieren dabei eine Form der Erwartungshypothese, welche von den Daten in der Regel abgelehnt wird.²⁰⁸ Eine umfassende empirische und gleichzeitig theoretisch fundierte Analyse des Zusammenspiels von Makroökonomie und Zinsstruktur erfordert daher ein allgemeines Gleichgewichtsmodell, welches über zustandsabhängige Risikopreise in der Lage ist, auch die empirische Dynamik in den Daten abzubilden.²⁰⁹

²⁰⁶Die Modellkonfiguration entspricht einer US-Version des Benchmark-Modells aus Abschnitt 6.2.

²⁰⁷Christiano et al. (2008), S. 2494.

²⁰⁸Vgl. Wu (2006), S. 1860.

²⁰⁹Vgl. Hördahl et al. (2008), S. 1962.

Literaturverzeichnis

- Ang, Andrew, Boivin, Jean, Dong, Sen und Loo-Kung, Rudy (2010), Appendix for Monetary Policy Shifts and the Term Structure, 2010.
- Ang, Andrew, Boivin, Jean, Dong, Sen und Loo-Kung, Rudy (2011), Monetary Policy Shifts and the Term Structure, *Review of Economic Studies*, **78**(2), 429–457.
- Ang, Andrew, Dong, Sen und Piazzesi, Monika (2007), No-Arbitrage Taylor Rules, Working Paper 13448, National Bureau of Economic Research.
- Ang, Andrew und Piazzesi, Monika (2003), A No-Arbitrage Vector Autoregression of Term Structure Dynamics with Macroeconomic and Latent Variables, *Journal of Monetary Economics*, **50**(4), 745–787.
- Artus, P., Avouyi-Dovi, S. und Bleuze, F., E. abd Lecointe (1991), Transmission of US Monetary Policy to Europe and Asymmetry in the European Monetary System, *European Economic Review*, **35**(7), 1369–1384.
- Barr, David G. und Campbell, John Y. (1997), Inflation, Real Interest Rates, and the Bond Market: A Study of UK Nominal and Index-linked Government Bond Prices, *Journal of Monetary Economics*, **39**(3), 361–383.
- Bauer, Michael D. (2011), Bayesian Estimation of Dynamic Term Structure Models under Restrictions on Risk Pricing, Working Paper 2011-03, Federal Reserve Bank of San Francisco.
- Bertola, Giuseppe und Svensson, Lars E.O. (1993), Stochastic Devaluation Risk and the Empirical Fit of Target-Zone Models, *Review of Economic Studies*, **60**(3), 689–712.
- Bikbov, Ruslan und Chernov, Mikhail (2010), No-Arbitrage Macroeconomic Determinants of the Yield Curve, *Journal of Econometrics*, **159**(1), 166–182.
- Björk, Tomas und Christensen, Bent Jesper (1999), Interest Rate Dynamics and the Consistent Forward Rate Curves, *Mathematical Finance*, **9**(4), 323–348.
- Bolder, David J. und Liu, Shudan (2007), Examining Simple Joint Macroeconomic and Term-Structure Models: A Practitioner’s Perspective, Working Paper 2007-49, Bank of Canada.
- Campbell, John Y., Lo, Andrew W. und MacKinlay, A. Craig (1997), *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton, New Jersey: Princeton University Press.
- Caramazza, Francesco (1993), French-German Interest Rate Differentials and Time-Varying Realignment Risk, Working Paper 93/1, International Monetary Fund.

- Carriero, Andrea (2011), Forecasting the Yield Curve Using Priors from No-Arbitrage Affine Term Structure Models, *International Economic Review*, **52**(2), 425–459.
- Carter, C.K. und Kohn, R. (1994), On Gibbs Sampling for State Space Models, *Biometrika*, **81**(3), 541–553.
- Chen, Zhaohui und Giovannini, Alberto (1997), The Determinants of Realignment Expectations under the EMS: Some Empirical Regularities, *European Economic Review*, **41**(9), 1687–1707.
- Christensen, Jens H. E., Diebold, Francis X. und Rudebusch, Glenn D. (2009), An Arbitrage-Free Generalized Nelson-Siegel Term Structure Model, *Econometrica Journal*, **12**(3), C33–C64.
- Christiano, Lawrence J., Eichenbaum, Martin und Evans, Charles L. (1996), The Effects of Monetary Policy Shocks: Evidence from the Flow of Funds, *Review of Economics and Statistics*, **78**(1), 16–34.
- Christiano, Lawrence J., Motto, Roberto und Rostagno, Massimo (2008), Shocks, Structures or Monetary Policies? The Euro Area and US after 2001, *Journal of Economic Dynamics & Control*, **32**(8), 2476–2506.
- Clarida, Richard H., Gali, Jordi und Gertler, Mark L. (1998), Monetary Policy Rules in Practice: Some International Evidence, *European Economic Review*, **42**(6), 1033–1067.
- Clarida, Richard H., Gali, Jordi und Gertler, Mark L. (2000), Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory, *Quarterly Journal of Economics*, **115**(1), 147–180.
- Clarida, Richard H. und Gertler, Mark L. (1997), How the Bundesbank Conducts Monetary Policy, in: Romer, Christina D. und Romer, David H. (Herausgeber), *Reducing Inflation: Motivation and Strategy*, University of Chicago Press.
- Cochrane, John H. (1998), What Do the VARs Mean? Measuring the Output Effects of Monetary policy, *Journal of Monetary Economics*, **41**(2), 277–300.
- Coroneo, Laura, Nyholm, Ken und Vidova-Koleva, Rositsa (2008), How Arbitrage-Free is the Nelson-Siegel Model?, Working Paper 874, European Central Bank.
- Dai, Qiang und Philippon, Thomas (2005), Fiscal Policy and the Term Structure of Interest Rates, Working Paper 11574, National Bureau of Economic Research.
- Dai, Qiang und Singleton, Kenneth J. (2000), Specification Analysis of Affine Term Structure Models, *Journal of Finance*, **55**(5), 1943–1978.
- Dai, Qiang und Singleton, Kenneth J. (2002), Expectation Puzzles, Time-Varying Risk Premia, and Affine Models of the Term Structure, *Journal of Financial Economics*, **63**(3), 415–441.
- De Grauwe, Paul (1989), Is the European Monetary System a DM-Zone?, Discussion Paper 297, Centre for Economic Policy Research.
- De Grauwe, Paul (1992), *The Economics of Monetary Integration*, Oxford, UK: Oxford University Press.

- De Pooter, Michiel (2007), Examining the Nelson-Siegel Class of Term Structure Models, Discussion Paper 2007-043/4, Tinbergen Institute.
- Deutsche Bundesbank (1997), Schätzung von Zinsstrukturkurven, Monatsbericht Oktober 1997, 61–66.
- Deutsche Bundesbank (2006), Bestimmungsgründe der Zinsstruktur – Ansätze zur Kombination arbitragefreier Modelle und monetärer Makroökonomik, Monatsbericht April 2006, 15–29.
- Dewachter, Hans und Lyrio, Marco (2006), Macro Factors and the Term Structure of Interest Rates, *Journal of Money, Credit, and Banking*, **38**(1), 119–140.
- Dewachter, Hans, Lyrio, Marco und Maes, Konstantijn (2004), The Effect of Monetary Unification on German Bond Markets, *European Financial Management*, **10**(3), 487–509.
- Diebold, Francis X., D., Rudebusch, Glenn und Aruoba, S. Boragan (2006), The Macroeconomy and the Yield Curve: A Dynamic Latent Factor Approach, *Journal of Econometrics*, **131**(1-2), 309–338.
- Diebold, Francis X. und Li, Canlin (2006), Forecasting the Term Structure of Government Bond Yields, *Journal of Econometrics*, **130**(2), 337–364.
- Diebold, Francis X., Li, Canlin und Yue, Vivian Z. (2008), Global Yield Curve Dynamics and Interactions: A Dynamic Nelson-Siegel Approach, *Journal of Econometrics*, **146**(2), 351–363.
- Diebold, Francis X., Piazzesi, Monika und Rudebusch, Glenn D. (2005), Modeling Bond Yields in Finance and Macroeconomics, *American Economic Review*, **95**(2), 415–420.
- Dong, Sen (2006), Macro Variables Do Drive Exchange Rate Movements: Evidence from a No-Arbitrage Model, July, 2006.
- Duffee, Gregory R. (2002), Term Premia and Interest Rate Forecasts in Affine Models, *Journal of Finance*, **57**(1), 405–443.
- Duffie, Darrell und Kan, Rui (1996), A Yield-Factor Model of Interest Rates, *Mathematical Finance*, **6**(4), 379–406.
- Eichenbaum, Martin (1992), Comments on Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts: The Effects of Monetary Policy, *European Economic Review*, **36**(5), 1001–1011.
- Engel, Charles und West, Kenneth D. (2006), Taylor Rules and the Deutschmark-Dollar Real Exchange Rate, *Journal of Money, Credit and Banking*, **38**(5), 1175–1194.
- Estrella, Arturo und Hardouvelis, Gikas A. (1991), The Term Structure as a Predictor of Real Economic Activity, *Journal of Finance*, **46**(2), 555–576.
- Estrella, Arturo und Mishkin, Frederic S. (1997), The Predictive Power of the Term Structure of Interest Rates in Europe and the United States: Implications for the European Central Bank, *European Economic Review*, **41**(7), 1375–1401.
- Evans, Charles L. und Marshall, David A. (1998), Monetary Policy and the Term Structure of Nominal Interest Rates: Evidence and Theory, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, **49**(1), 53–111.

- Evans, Charles L. und Marshall, David A. (2007), Economic Determinants of the Nominal Treasury Yield Curve, *Journal of Monetary Economics*, **54**(7), 1986–2003.
- Fendel, Ralf (2004), Towards a Joint Characterization of Monetary Policy and the Dynamics of the Term Structure of Interest Rates, Discussion Paper 24/2004, Deutsche Bundesbank.
- Fendel, Ralf (2008), A Joint Characterization of German Monetary Policy and the Dynamics of the German Term Structure of Interest Rates, *Review of Applied Economics*, **4**(1-2), 45–63.
- Fischer, Stanley (1987), International Macroeconomic Policy Coordination, in: Feldstein, Martin (Herausgeber), *International Economic Cooperation*, Chicago: University of Chicago Press.
- Frankel, Jeffrey A. und Lown, Cara S. (1994), An Indicator of Future Inflation Extracted from the Steepness of the Interest Rate Yield Curve Along Its Entire Length, *Quarterly Journal of Economics*, **109**(2), 517–530.
- Fratianni, Michele und von Hagen, Jürgen (1990), German Dominance in the EMS: The Empirical Evidence, *Open Economies Review*, **3**(1), 67–87.
- Frühwirth-Schnatter, Sylvia (1994), Data Augmentation and Dynamic Linear Models, *Journal of Time Series Analysis*, **15**(2), 183–202.
- Froot, Kenneth A. und Thaler, Richard H. (1990), Anomalies: Foreign Exchange, *Journal of Economic Perspectives*, **4**(3), 179–192.
- Gali, Jordi (1992), How Well Does the IS-LM Model Fit Postwar U.S. Data, *Quarterly Journal of Economics*, **107**(2), 709–738.
- Gamerman, Dani und Lopes, Hedibert F. (2006), *Markov Chain Monte Carlo - Stochastic Simulation for Bayesian Inference*, 2. Auflage, Boca Raton, FL: Chapman & Hall/CRC.
- Gelman, Andrew, Carlin, John B., Stern, Hal S. und Rubin, Donald B. (2004), *Bayesian Data Analysis*, 2. Auflage, Boca Raton, FL: Chapman & Hall/CRC.
- Geman, Stuart und Geman, Donald (1984), Stochastic Relaxation, Gibbs Distributions, and the Bayesian Restoration of Images, *IEEE Transactions on Pattern Analysis and Machine Intelligence*, **6**(6), 721–741.
- Giavazzi, Francesco und Giovannini, Alberto (1987), Models of the EMS: Is Europe a Greater Deutschmark Area?, in: Bryant, Ralph C. und Portes, Richard (Herausgeber), *Global Macroeconomics*, New York: St. Martin's Press.
- Giavazzi, Francesco und Pagano, Marco (1988), The Advantage of Tying One's Hands, *European Economic Review*, **32**(5), 1055–1082.
- Gómez-Puig, Marta und Montalvo, José G. (1997), A New Indicator to Assess the Credibility of the EMS, *European Economic Review*, **41**(8), 1511–1535.
- Goodfriend, Marvin (1991), Interest Rates and the Conduct of Monetary Policy, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, **34**(1), 7–30.
- Goodfriend, Marvin und King, Robert G. (2005), The Incredible Volcker Disinflation, *Journal of Monetary Economics*, **52**(5), 981–1015.

- Gürkaynak, Refet S., Sack, Brian P. und Swanson, Eric T. (2005), The Sensitivity of Long-Term Interest Rates to Economic News: Evidence and Implications for Macroeconomic Models, *American Economic Review*, **95**(1), 425–436.
- Gürkaynak, Refet S., Sack, Brian P. und Wright, Jonathan H. (2007), The U.S. Treasury Yield Curve: 1961 to the Present, *Journal of Monetary Economics*, **54**(8), 2291–2304.
- Hammersley, John M. und Clifford, Peter (1971), Markov Field on Finite Graphs and Lattices, 1971.
- Hanson, Michael S. (2004), The "Price Puzzle" Reconsidered, *Journal of Monetary Economics*, **51**(7), 1385–1413.
- Harrison, J. Michael und Kreps, David M. (1979), Martingales and Arbitrage in Multiperiod Securities Markets, *Journal of Economic Theory*, **20**(3), 381–408.
- Harrison, J. Michael und Pliska, Stanley R. (1981), Martingales and Stochastic Integrals in the Theory of Continuous Trading, *Stochastic Processes and their Applications*, **11**(3), 215–260.
- Hassapis, Christis, Pittis, Nikitas und Prodromidis, Kyprianos (1999), Unit roots and Granger Causality in the EMS Interest Rates: The German Dominance Hypothesis Revisited, *Journal of International Money and Finance*, **18**(1), 47–73.
- Hastings, W. K. (1970), Monte Carlo Sampling Methods Using Markov Chains and Their Applications, *Biometrika*, **57**(1), 97–109.
- Hördahl, Peter, Tristani, Oreste und Vestin, David (2006), A Joint Econometric Model of Macroeconomic and Term-Structure Dynamics, *Journal of Econometrics*, **131**(1-2), 405–444.
- Hördahl, Peter, Tristani, Oreste und Vestin, David (2008), The Yield Curve and Macroeconomic Dynamics, *Economic Journal*, **118**(533), 1937–1970.
- James, Jessica und Webber, Nick (2000), *Interest Rate Modelling*, 2. Auflage, Chichester, UK: John Wiley & Sons, Ltd.
- Johannes, Michael und Polson, Nicholas (2009), MCMC Methods for Continuous-Time Financial Econometrics, in: Ait-Sahalia, Yacine und Hansen, Lars Peter (Herausgeber), *Handbook of Financial Econometrics*, Band 2 - Applications, Amsterdam: North-Holland.
- Kalman, R. E. (1960), A New Approach to Linear Filtering and Prediction Problems, *Transactions of the ASME – Journal of Basic Engineering*, (D82), 35–45.
- Katsimbris, George M. (1993), Interest Rate Linkages Within the European Monetary System: A Multivariate Analysis, *Journal of Multinational Finance Management*, **2**(3–4), 95–105.
- Katsimbris, George M. und Miller, Stephen M. (1993), Interest Rate Linkages Within the European Monetary System: Further Analysis, *Journal of Money, Credit and Banking*, **25**(4), 771–779.
- Kim, Chang-Jin und Nelson, Charles R. (1999), *State-Space Models with Regime Switching - Classical and Gibbs-Sampling Approaches with Applications*, Cambridge, Massachusetts: MIT Press.

- Knez, Peter J., Litterman, Robert und Scheinkman, José (1994), Explorations Into Factors Explaining Money Market Returns, *Journal of Finance*, **49**(5), 1861–1882.
- Koop, Gary (2003), *Bayesian Econometrics*, Chichester, UK: John Wiley & Sons, Ltd.
- Koop, Gary und Korobilis, Dimitris (2010), Bayesian Multivariate Time Series Methods for Empirical Macroeconomics, April, 2010.
- Kozicki, Sharon und Tinsley, P.A. (2001), Shifting Endpoints in the Term Structure of Interest Rates, *Journal of Monetary Economics*, **47**(3), 613–652.
- Ledesma-Rodríguez, Francisco, Navarro-Ibáñez, Manuel, Pérez-Rodríguez, Jorge und Sosvilla-Rivero, Simón (2005), Assessing the Credibility of a Target Zone: Evidence from the EMS, *Applied Economics*, **37**(19), 2265–2287.
- Lindberg, Hans, Svensson, Lars E.O. und Söderlind, Paul (1991), Devaluation Expectations: The Swedish Krona 1982-1991, Working Paper 3918, National Bureau of Economic Research.
- Litterman, Robert und Scheinkman, José (1991), Common Factors Affecting Bond Returns, *Journal of Fixed Income*, **1**, 54–61.
- Lütkepohl, Helmut (2006), *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Berlin: Springer.
- Maes, Konstantijn (2004), Modeling the Term Structure of Interest Rates: Where Do We Stand?, Working Paper 42, National Bank of Belgium.
- Melitz, Jacques (1988), Monetary Discipline, Germany, and the European Monetary System: A Synthesis, in: Giavazzi, Francesco, Micossi, Stefano und Miller, Marcus (Herausgeber), *The European Monetary System*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Metropolis, Nicholas, Rosenbluth, Arianna W., Rosenbluth, Marshall N. und Teller, Augusta H. (1953), Equation of State Calculations by Fast Computing Machines, *Journal of Chemical Physics*, **21**(6), 1087–1091.
- Nelson, Charles R. und Siegel, Andrew F. (1987), Parsimonious Modeling of Yield Curves, *Journal of Business*, **60**(4), 473–489.
- Obstfeld, Maurice (1996), Models of Currency Crises with Self-Fulfilling Features, *European Economic Review*, **40**(3–5), 1037–1047.
- Obstfeld, Maurice und Rogoff, Kenneth (1995), The Mirage of Fixed Exchange Rates, *Journal of Economic Perspectives*, **9**(4), 73–96.
- Pericoli, Marcello und Taboga, Marco (2008), Canonical Term-Structure Models with Observable Factors and the Dynamics of Bond Risk Premia, *Journal of Money, Credit, and Banking*, **40**(7), 1471–1488.
- Piazzesi, Monika (2010), Affine Term Structure Models, in: Ait-Sahalia, Yacine und Hansen, Lars Peter (Herausgeber), *Handbook of Financial Econometrics*, Band 1 - Tools and Techniques, Amsterdam: North-Holland.
- Rose, Andrew K. und Svensson, Lars E.O. (1995), Expected and Predicted Realignments: The FF/DM Exchange Rate during the EMS, 1979-93, *Scandinavian Journal of Economics*, **97**(2), 173–200.

- Rudebusch, Glenn D. (1998), Do Measures of Monetary Policy in a Var Make Sense?, *International Economic Review*, **39**(4), 907–931.
- Rudebusch, Glenn D. (2002), Term Structure Evidence on Interest Rate Smoothing and Monetary Policy Inertia, *Journal of Monetary Economics*, **49**(6), 1161–1187.
- Rudebusch, Glenn D., Swanson, Eric T. und Wu, Tao (2006), The Bond Yield "Conundrum" from a Macro-Finance Perspective, *Monetary and Economic Studies*, **24**(S1), 83–109.
- Rudebusch, Glenn D. und Wu, Tao (2004), A Macro-Finance Model of the Term Structure, Monetary Policy, and the Economy, Working Paper 2003-17, Federal Reserve Bank of San Francisco.
- Rudebusch, Glenn D. und Wu, Tao (2008), A Macro-Finance Model of the Term Structure, Monetary Policy and the Economy, *Economic Journal*, **118**(530), 906–926.
- Sack, Brian P. (1998), Uncertainty, Learning and Gradual Monetary Policy, Finance and Economics Discussion Series 1998-34, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Schich, Sebastian T. (1997), Schätzung der Deutschen Zinsstrukturkurve, Diskussionspapier 4/97, Deutsche Bundesbank.
- Schwert, G. William (1989), Does Stock Market Volatility Change over Time?, *Journal of Finance*, **44**(5), 1115–1153.
- Sherlock, Chris, Fearnhead, Paul und Roberts, Gareth O. (2010), The Random Walk Metropolis: Linking Theory and Practice Through a Case Study, *Statistical Science*, **25**(2), 172–190.
- Siegel, Andrew F. und Nelson, Charles R. (1988), Long-Term Behavior of Yield Curves, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, **23**(1), 105–110.
- Sims, Christopher A. (1992), Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts: The Effects of Monetary Policy, *European Economic Review*, **36**(5), 975–1000.
- Sims, Christopher A. (2001), Solving Linear Rational Expectations Models, *Computational Economics*, **20**(1-2), 1–20.
- Svensson, Lars E.O. (1991), The Term Structure of Interest Rate Differentials in a Target Zone - Theory and Swedish Data, *Journal of Monetary Economics*, **28**(1), 87–116.
- Svensson, Lars E.O. (1992), The Foreign Exchange Risk Premium in a Target Zone with Devaluation Risk, *Journal of International Economics*, **33**(1–2), 21–40.
- Svensson, Lars E.O. (1993), Assessing Target Zone Credibility - Mean Reversion and Devaluation Expectations in the ERM, 1979–1992, *European Economic Review*, **37**(4), 763–802.
- Svensson, Lars E.O. (1994a), Estimating and Interpreting Forward Interest Rates: Sweden 1992 – 1994, Working Paper 4871, National Bureau of Economic Research.
- Svensson, Lars E.O. (1994b), Fixed Exchange Rates as a Means to Price Stability: What Have We Learned?, *European Economic Review*, **38**(3–4), 447–468.

- Tam, Chi-Sang und Yu, Ip-Wing (2008), Modelling Sovereign Bond Yield Curves of the US, Japan and Germany, *International Journal of Finance and Economics*, **13**(1), 82–91.
- Taylor, John B. (1993), Discretion versus Policy Rules in Practice, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, **39**(1), 195–214.
- Ungerer, Horst (1997), *A Concise History of European Monetary Integration – From EPU to EMU*, Westport, Connecticut: Quorum Books.
- Vajanne, Laura (1993), The Exchange Rate under Target Zones: Theory and Evidence on the Finnish Markka, ETLA Series A16 (Helsinki).
- von Hagen, Jürgen (1989), Monetary Targeting with Exchange Rate Constraints: The Bundesbank in the 1980s, *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 53–69.
- von Hagen, Jürgen und Fratianni, Michele (1990), German Dominance in the EMS: Evidence from Interest Rates, *Journal of International Money and Finance*, **9**(4), 358–375.
- Woodford, Michael (2001), The Taylor Rule and Optimal Monetary Policy, *American Economic Review*, **91**(2), 232–237.
- Wu, Tao (2006), Macro Factors and the Affine Term Structure of Interest Rates, *Journal of Money, Credit, and Banking*, **38**(7), 1847–1875.
- Wyplosz, Charles (1989), Asymmetry in the EMS: Intentional or systemic?, *European Economic Review*, **33**(2–3), 310–320.

Anhang A

Schätzverfahren

A.1 Likelihood-Funktionen

Faktordynamik Die logarithmierte Likelihood-Funktion der Faktoren lautet:²¹⁰

$$\log P(X|\mu, \Phi, \Sigma\Sigma') = \sum_{t=2}^T -\frac{k}{2}\log(2\pi) - \frac{1}{2}\log|\Sigma\Sigma'| - \frac{1}{2}(\eta_t'\Sigma\Sigma'^{-1}\eta_t), \quad (\text{A.1})$$

mit $\eta_t = X_t - \mu - \Phi X_{t-1}$. Im strukturellen Modell (RW-Ansatz) gilt für die Residuen $\eta_t = \Gamma_0^{-1}\Psi\Omega\epsilon_t$ und die Kovarianzmatrix $\Sigma\Sigma' = \Gamma_0^{-1}\Psi\Omega\Omega'\Psi'\Gamma_0^{-1'}$.²¹¹

Zinssätze Die logarithmierte Likelihood-Funktion der Zinssätze lautet:

$$\log P(\tilde{Y}|X, \Theta) = \sum_{t=1}^T \sum_{n=1}^N -\frac{1}{2}\log(2\pi\sigma_n^2) - \frac{1}{2}\left(\frac{(u_t^n)^2}{\sigma_n^2}\right), \quad (\text{A.2})$$

mit $u_t^n = \tilde{y}_t^n - y_t^n$.

A.2 Priori-Verteilungen der Parameter

Tabelle A.1 Priori-Verteilungen im DRA-Ansatz

Parameter	Priori-Verteilung
μ, Φ	$P(\mu, \Phi) \sim N(0, 1000)$; Stationarität
$\Sigma\Sigma'$	$P(\Sigma\Sigma') \sim IW(0, 0)$
λ	$P(\lambda) \sim \text{const.}$
σ^2	$P(\sigma_n^2) \sim IG(0, 10^{-5})$

N bezeichnet die Normal-, IW die Inverse Wishart- und IG die Inverse Gamma Verteilung. In der Normalverteilung bezieht sich das zweite Argument auf die Varianz.

²¹⁰Vgl. Bauer (2011), S. 35.

²¹¹Vgl. Lütkepohl (2006), S. 372 f.

Tabelle A.2 Priori-Verteilungen im AP-Ansatz

Parameter	Priori-Verteilung
Φ	$P(\Phi_{11}, \Phi_{22}, \Phi_{33}, \Phi_{44}, \Phi_{55}) \sim N(0,9, 0,2),$ $P(\Phi_{21}, \Phi_{31}, \Phi_{32}, \Phi_{45}, \Phi_{54}) \sim N(0,0, 0,2);$ Stationarität
$\Sigma\Sigma'$	$P(\Sigma\Sigma') \sim IW(0, 0); \Sigma\Sigma'_{33} < 2 \times 10^{-6}$
μ^Q	$P(\mu^Q) \sim N(0, 10^{-7})$
Φ^Q	$P(\Phi_{11}^Q, \Phi_{22}^Q, \Phi_{33}^Q, \Phi_{44}^Q, \Phi_{55}^Q) \sim N(0,9, 0,2),$ $P(\Phi_{12}^Q, \Phi_{13}^Q, \Phi_{21}^Q, \Phi_{23}^Q, \Phi_{31}^Q, \Phi_{32}^Q, \Phi_{45}^Q, \Phi_{54}^Q) \sim N(0,0, 0,2);$ Stationarität
σ^2	$P(\sigma_n^2) \sim IG(0, 8 \times 10^{-7})$

N bezeichnet die Normal-, IW die Inverse Wishart- und IG die Inverse Gamma Verteilung. In der Normalverteilung bezieht sich das zweite Argument auf die Varianz.

Tabelle A.3 Priori-Verteilungen im RW-Ansatz

Parameter	Priori-Verteilung
ρ	$P(\rho_L, \rho_S) \sim N(0,95, 0,01)$
γ	$P(\gamma_g) \sim N(0,17, 0,01), P(\gamma_\pi) \sim N(1,17, 0,01)^a$
μ_π	$P(\mu_\pi) \sim N(0,05, 0,01);$ Positiv
α_g	$P(\alpha_g) \sim N(0,05, 0,01);$ Positiv
α_π	$P(\alpha_{\pi 1}) \sim N(0,9, 0,01), P(\alpha_{\pi 2}) \sim N(0,0, 0,01)$
β_g	$P(\beta_{g1}) \sim N(0,9, 0,01), P(\beta_{g2}) \sim N(0,0, 0,01)$
β_r	$P(\beta_r) \sim N(0,1, 0,01);$ Positiv
Φ	Stationarität
μ^Q	$P(\mu^Q) \sim N(0,10^{-5})$
Φ^Q	$P(\Phi^Q) \sim N(\Phi^*, 0,01);$ Stationarität
$\Omega\Omega'$	$P(\Omega\Omega') \sim IW(0, 0)$
σ^2	$P(\sigma_n^2) \sim IG(0, 8 \times 10^{-7})$

N bezeichnet die Normal-, IW die Inverse Wishart- und IG die Inverse Gamma Verteilung. In der Normalverteilung bezieht sich das zweite Argument auf die Varianz. Φ^* bezeichnet die Elemente der aus den a-priori Mittelwerten der strukturellen Parameter generierten Koeffizienten-Matrix der reduzierten Form.

^aDie Priori-Mittelwerte entsprechen im Sinne einer einfachen Taylor-Regel den Parameterergebnissen einer linearen Regression des 1-Monatszinses auf Outputlücke und Inflationsrate. Im US-Modell betragen diese 0,06 (g_t) und 0,78 (π_t).

Tabelle A.4 Priori-Verteilungen im EWS-Ansatz

Parameter	Priori-Verteilung
Φ	$P(\Phi_{i=j}) \sim N(0,9, 0,1)$, $P(\Phi_{55}) \sim N(0,99, 0,01)$, $P(\Phi_{i \neq j}) \sim N(0,0, 0,1)$; Stationarität
$\Sigma\Sigma'$	$P(\Sigma\Sigma') \sim IW(0, 0)$; $\Sigma\Sigma'_{55} < 3 \times 10^{-7}$
μ^Q	$P(\mu^Q) \sim N(0, 10^{-8})$
Φ^Q	$P(\Phi_{i=j}^Q) \sim N(0,9, 0,1)$, $P(\Phi_{55}^Q) \sim N(0,99, 0,01)$, $P(\Phi_{i \neq j}^Q) \sim N(0,0, 0,1)$; Stationarität
σ^2	$P(\sigma_n^2) \sim IG(0, 8 \times 10^{-7})$

N bezeichnet die Normal-, IW die Inverse Wishart- und IG die Inverse Gamma Verteilung. In der Normalverteilung bezieht sich das zweite Argument auf die Varianz.

A.3 Modellspezifische Schätzerfordernis

DRA-Ansatz Im DRA-Ansatz müssen neben drei latenten Faktoren die Parameter des VAR-Systems, dessen Kovarianzmatrix, der Parameter λ sowie die residualen Varianzen der Zinssätze generiert werden. Der Vektor X_t^L umfasst die latenten Faktoren, der Vektor Θ beinhaltet die zu schätzenden Parameter:

$$\begin{aligned} X_t^L &= (L_t, S_t, C_t)' \\ \Theta &= (\mu, \Phi, \Sigma\Sigma', \lambda, \sigma_\tau^2)'. \end{aligned}$$

Der Vektor X_t^M beinhaltet die makroökonomischen Variablen. Für den Vektor der Zustandsvariablen bedeutet dies: $X_t = (X_t^L, X_t^M) = (L_t, S_t, C_t, g_t, \pi_t, r_t)'$.

AP-Ansatz Im AP-Ansatz müssen neben drei latenten Faktoren die Parameter des VAR-Systems unter dem physischen und dem risikoneutralen Wahrscheinlichkeitsmaß, dessen Kovarianzmatrix, die Parameter der Short rate sowie die residualen Varianzen der Zinssätze generiert werden. Die Marktpreise des Risikos λ werden in jedem Schritt gemäß dem Ergebnis

$$\begin{aligned} \lambda_0 &= \Sigma^{-1}(\mu - \mu^Q) \\ \lambda_1 &= \Sigma^{-1}(\Phi - \Phi^Q) \end{aligned} \tag{A.3}$$

invertiert (siehe Gleichung 3.23).²¹² Der Vektor X_t^L umfasst die latenten Faktoren, der Vektor Θ beinhaltet die zu schätzenden Parameter:

$$\begin{aligned} X_t^L &= (L_t, S_t, C_t)' \\ \Theta &= (\Phi, \Sigma\Sigma', \delta_0, \delta_1, \mu^Q, \Phi^Q, \sigma_\tau^2)'. \end{aligned}$$

Der Vektor X_t^M beinhaltet die makroökonomischen Variablen. Für den Vektor der Zustandsvariablen gilt: $X_t = (X_t^L, X_t^M) = (L_t, S_t, C_t, g_t, \pi_t)'$.

RW-Ansatz Im RW-Ansatz müssen neben zwei latenten Faktoren die strukturellen Modellparameter, die Parameter des VAR-Systems unter dem risikoneutralen Wahrscheinlichkeitsmaß, die Varianzen der strukturellen Schocks, die Parameter der Short rate sowie die residualen Varianzen der Zinssätze generiert werden. Die Marktpreise des Risikos λ werden gemäß (A.3) invertiert. Der Vektor X_t^L umfasst die latenten Faktoren, der Vektor Θ beinhaltet die zu schätzenden Parameter:

$$\begin{aligned} X_t^L &= (L_t, S_t)' \\ \Theta &= (\theta^{\text{VAR}}, \Omega\Omega', \delta_0, \delta_1, \mu^Q, \Phi^Q, \sigma_\tau^2)'. \end{aligned}$$

Der Vektor X_t^M beinhaltet die makroökonomischen Variablen und deren Lags. Für den Vektor der Zustandsvariablen gilt: $X_t = (X_t^M, X_t^L) = (\pi_t, \pi_{t-1}, g_t, g_{t-1}, L_t, S_t)'$. Der Vektor θ^{VAR} umfasst die strukturellen Modellparameter: $\theta^{\text{VAR}} = (\mu_\pi, \alpha_{\pi 1}, \alpha_{\pi 2}, \alpha_g, \beta_{g1}, \beta_{g2}, \beta_r, \rho_L, \rho_S, \gamma_g, \gamma_\pi)'$.

²¹²Vgl. Ang et al. (2010), S. 5.

EWS-Ansatz Im EWS-Ansatz müssen neben zwei latenten Faktoren die Parameter des VAR-Systems unter dem physischen und dem risikoneutralen Wahrscheinlichkeitsmaß, dessen Kovarianzmatrix, die Parameter der Short rate sowie die residualen Varianzen der Zinssätze generiert werden. Die Marktpreise des Risikos λ werden gemäß (A.3) invertiert. Der Vektor X_t^L umfasst die latenten Faktoren, der Vektor Θ beinhaltet die zu schätzenden Parameter:

$$\begin{aligned} X_t^L &= (\pi_t^e, i_t)' \\ \Theta &= (\Phi, \Sigma\Sigma', \delta_0, \delta_1, \mu^Q, \Phi^Q, \sigma_\tau^2)'. \end{aligned}$$

Der Vektor X_t^M beinhaltet die makroökonomischen Variablen. Für den Vektor der Zustandsvariablen gilt: $X_t = (X_t^M, X_t^L) = (i_t^*, g_t, \pi_t, \chi_t, \pi_t^e, i_t)'$.

A.4 MCMC-Algorithmus

Vorbemerkungen

Der verwendete Schätzalgorithmus basiert auf den Grundlagen der Bayesianischen Inferenz. Sein Ziel ist es, Aussagen über die Eigenschaften der gemeinsamen Posteriori-Verteilung der Modellparameter und der Zustandsvariablen in Abhängigkeit von Priori-Verteilungsannahmen und dem postulierten Beobachtungsmodell zu treffen. Die gemeinsame Posteriori-Verteilung der Modellparameter und der Zustandsvariablen lässt sich mit Hilfe des Satzes von Bayes wie folgt formulieren:²¹³

$$P(\Theta, X^L | X^M, \tilde{Y}) \propto P(\tilde{Y} | X, \Theta) P(X | \Theta) P(\Theta). \quad (\text{A.4})$$

Dabei bezeichnet Θ den Parametervektor, $\tilde{Y} = \{\tilde{Y}_t\}_{t=1}^T$ die vollständigen Zeitreihen der Zinssätze, $X^L = \{X_t^L\}_{t=1}^T$ die vollständigen Zeitreihen der latenten Zustandsvariablen und $X^M = \{X_t^M\}_{t=1}^T$ die vollständigen Zeitreihen der makroökonomischen Variablen. $X = (X^L, X^M)$ fasst schließlich die Zeitreihen aller Zustandsvariablen zusammen. $P(\tilde{Y} | X, \Theta)$ ist die Likelihood-Funktion der Zinssätze, $P(X | \Theta)$ die Verteilung der Zustandsvariablen und $P(\Theta)$ die Priori-Verteilung der Modellparameter (siehe Abschnitte A.1–A.2). Die gemeinsame Posteriori-Verteilung fasst die Informationen in den Zinssätzen und makroökonomischen Variablen bezüglich der latenten Zustandsvariablen und Modellparameter zusammen.

Die komplexe gemeinsame Posteriori-Verteilung (A.4) kann durch die bedingten Verteilungen $P(X^L | \Theta, X^M, \tilde{Y})$ und $P(\Theta | X, \tilde{Y})$ vollständig charakterisiert werden.²¹⁴ Mit Hilfe eines MCMC-Algorithmus (Markov Chain Monte Carlo) wird aus den vollständig bedingten Verteilungen eine Markov-Kette generiert, deren Verteilung gegen die gemeinsame Posteriori-Verteilung konvergiert. Im einfachsten Fall werden ausgehend von zu wählenden Startwerten abwechselnd Realisationen aus den bedingten Verteilungen der Faktoren und der Parameter gezogen: Gegeben Θ^0 und $X^{L(0)}$ wird zunächst $X^{L(1)}$ aus der Verteilung $P(X^L | \Theta^0, X^M, \tilde{Y})$ und anschließend Θ^1 aus der Verteilung $P(\Theta | X^{L(1)}, X^M, \tilde{Y})$

²¹³Vgl. hierzu und zum Folgenden: Johannes und Polson (2009), S. 7. Die folgenden Ausführungen geben nur einen sehr groben Überblick über die generelle Funktionsweise von Markov Chain Monte Carlo (MCMC) Verfahren. Eine umfassende Betrachtung findet sich in Gamerman und Lopes (2006). Johannes und Polson (2009) stellen die relevanten Verfahren mit explizitem Fokus auf Asset Pricing Modelle vor. Hinsichtlich Bayesianischer Methoden im Allgemeinen ist Gelman et al. (2004) als Quelle zu nennen.

²¹⁴Vgl. hierzu und zum Folgenden: Johannes und Polson (2009), S. 5, 9 und 25. Dieses Ergebnis ist als Clifford-Hammersley Theorem bekannt und geht auf Hammersley und Clifford (1971) zurück.

gezogen. Dieses Vorgehen wird M -mal wiederholt. Als Ergebnis stellt sich eine Markov-Kette $\{X^{L(m)}, \Theta^m\}_{m=1}^M$ heraus, deren Verteilung das genannte Konvergenzverhalten aufweist. Häufig wird der Parametervektor und damit die vollständig bedingten Verteilungen in Blöcke aufgespalten, um die Dimensionalität zu verringern und so das Schätzproblem weiter zu simplifizieren. Die im Hinblick auf die zu schätzenden Modelle detaillierte Vorgehensweise wird in den folgenden Abschnitten näher erläutert. Um die Abhängigkeit der Ergebnisse von den Startwerten auszuschließen, wird meist eine bestimmte Anzahl an Realisationen zu Beginn der Markov-Kette eliminiert (Burn-In Phase). Darüber hinaus kann es sinnvoll sein, nur jeden g -ten Zustand der Markov-Kette in die Schätzung einzubeziehen, um die Autokorrelation der Züge zu verringern.²¹⁵ Ist die Markov-Kette nach einer ausreichend großen Zahl an Iterationen gegen die Posteriori-Verteilung konvergiert, können für die Modellgrößen Punktschätzer als Posteriori-Mittelwerte der generierten Verteilungen bestimmt werden. Aussagen über deren Unsicherheit werden über die Posteriori-Standardabweichungen ermöglicht.²¹⁶

Haben die vollständig bedingten Verteilungen bekannte Formen, kann direkt sequentiell aus deren Dichten gezogen werden. In diesem Fall spricht man von Gibbs-Sampling.²¹⁷ Ist eine oder mehrere der Verteilungen unbekannt, kann das Metropolis-Hastings Verfahren angewendet werden, bei dem zunächst ein Kandidat aus einer Vorschlagsdichte gezogen wird und dieser anschließend basierend auf einem spezifischen Akzeptanzkriterium akzeptiert oder abgelehnt wird.²¹⁸ Im Folgenden werden die einzelnen Schritte des verwendeten MCMC-Algorithmus für die verschiedenen Modellkonfigurationen vorgestellt. Da sowohl Gibbs- als auch Metropolis-Hastings Schritte zum Einsatz kommen, kann im vorliegenden Fall von einem hybriden Gibbs-Sampler gesprochen werden. Die Schätzung orientiert sich in wesentlichen Teilen an dem in Ang et al. (2010) beschriebenen Algorithmus.

Generiere die latenten Faktoren X^L

Die latenten Faktoren werden über den Forward Filtering Backward Sampling (FFBS) Algorithmus in jedem Iterationsschritt generiert:²¹⁹

$$P(X^L | X^M, \tilde{Y}, \Theta) : \text{FFBS}. \quad (\text{A.5})$$

Dabei werden zunächst mit Hilfe des Kalman (1960) Filters Realisationen für den Zeitpunkt $t = T$ generiert und anschließend werden mit deren Hilfe Realisationen für $t = T - 1, \dots, 1$ sequentiell aus den bedingten Verteilungen $P(X_t^L | X_{-t}^L, X^M, \tilde{Y}, \Theta)$ gewonnen, wobei X_{-t}^L alle Realisationen der latenten Faktoren mit Ausnahme derer zum Zeitpunkt t bezeichnet.

Die Modellansätze werden zur Verdeutlichung in die folgende einheitliche Zustandsraum-

²¹⁵Vgl. Ang et al. (2010), S. 6.

²¹⁶Vgl. Koop (2003), S. 7.

²¹⁷Vgl. hierzu und zum Folgenden: Johannes und Polson (2009), S. 10 und 12. Das Verfahren geht zurück auf Geman und Geman (1984).

²¹⁸Der Algorithmus geht auf Metropolis et al. (1953) und Hastings (1970) zurück. Spezialfälle des Verfahrens sind der Independence Metropolis-Hastings Algorithmus, bei dem die Vorschlagsdichte unabhängig vom aktuellen Zustand der Markov-Kette ist, und der Random-Walk Metropolis Algorithmus, welcher eine symmetrische Vorschlagsdichte vorsieht (Vgl. Johannes und Polson (2009), S. 13 f.). Der Random-Walk Metropolis Algorithmus entspricht dem ursprünglich von Metropolis et al. (1953) vorgeschlagenen Verfahren.

²¹⁹Das Verfahren wurde von Carter und Kohn (1994) und Frühwirth-Schnatter (1994) unabhängig voneinander vorgeschlagen (Vgl. Gamerman und Lopes (2006), S. 174).

form gebracht:²²⁰

$$\begin{aligned}\tilde{Y}_t &= A + \Lambda X_t + u_t, \\ X_t &= \mu + \Phi X_{t-1} + \eta_t,\end{aligned}\tag{A.6}$$

mit $u_t \sim \text{IID } N(0, \sigma^2)$ und $\eta_t \sim \text{IID } N(0, \Sigma\Sigma')$.

Forward Filtering Der Kalman Filter ist ein rekursives Verfahren zur Schätzung unbeobachtbarer Zustandsvariablen eines dynamischen Systems.²²¹ Der Algorithmus besteht aus einem Vorhersage- und einem Update-Schritt. Im Vorhersage-Schritt werden Schätzwerte für die Realisationen der Zustandsvariablen zum Zeitpunkt t unter Berücksichtigung aller Informationen bis einschließlich $t - 1$ ermittelt ($X_{t|t-1}$). Mit Hilfe der anschließend bestimmten Prognosefehler und deren Kovarianzmatrix kann die Kalman-Matrix aufgestellt werden, welche die Gewichtung neuer Informationen in den Schätzfehlern bemisst. Im Update-Schritt werden unter Verwendung der Kalman-Matrix Schätzwerte für die Zustandsvariablen generiert, welche Informationen bis zum Zeitpunkt t enthalten ($X_{t|t}$). Die relevanten Gleichungen werden im Folgenden dargestellt.

Für die Schätzwerte $X_{t|t-1}$ und die zugehörige Kovarianzmatrix $P_{t|t-1}$ gilt ausgehend von den Startwerten $X_{0|0}$ und $P_{0|0}$:²²²

$$X_{t|t-1} = \mu + \Phi X_{t-1|t-1},\tag{A.7}$$

$$P_{t|t-1} = \Phi P_{t-1|t-1} \Phi' + \Sigma\Sigma'.\tag{A.8}$$

Nach Beobachtung der exogenen Variablen \tilde{Y}_t können die Prognosefehler $v_{t|t-1}$ und die zugehörige Kovarianzmatrix $S_{t|t-1}$ bestimmt werden:

$$\begin{aligned}v_{t|t-1} &= \tilde{Y}_t - \tilde{Y}_{t|t-1} \\ &= \tilde{Y}_t - A - \Lambda X_{t|t-1},\end{aligned}\tag{A.9}$$

$$S_{t|t-1} = \Lambda P_{t|t-1} \Lambda' + \sigma^2.\tag{A.10}$$

Mit der Kalman-Matrix K_t ergibt sich für die Korrekturen (Update) $X_{t|t}$ und $P_{t|t}$:

$$K_t = P_{t|t-1} \Lambda' S_{t|t-1}^{-1},\tag{A.11}$$

$$X_{t|t} = X_{t|t-1} + K_t v_{t|t-1},\tag{A.12}$$

$$P_{t|t} = P_{t|t-1} - K_t \Phi P_{t|t-1}.\tag{A.13}$$

Backward Sampling Das Backward Sampling generiert zunächst eine Realisation X_T aus der folgenden Normalverteilung:

$$P(X_T | \tilde{Y}_T, \Theta) \sim N(X_{T|T}, P_{T|T}),\tag{A.14}$$

wobei die Werte $X_{T|T}$ und $P_{T|T}$ dem letzten Iterationsschritt des Kalman-Filters entstammen. Anschließend werden unter Verwendung der zuletzt generierten Werte X_T sequentiell

²²⁰Im DRA-Ansatz ist $A = 0$, im AP- und RW-Ansatz ist $\mu = 0$. Λ enthält die Faktorladungen des jeweiligen Modells. In den Modellen mit makroökonomischem Einfluss wird der Vektor \tilde{Y}_t zudem um die beobachtbaren Makrofaktoren erweitert. Diese werden annahmegemäß ohne Messfehler beobachtet.

²²¹Vgl. hierzu und zum Folgenden: Kim und Nelson (1999), S. 22 f.

²²²Vgl. hierzu und zum Folgenden: Kim und Nelson (1999), S. 36 f. und S. 190 f.

Realisationen X_{T-1}, \dots, X_1 generiert. Diese basieren auf Schätzwerten $X_{t|t, X_{t+1}}$, welche die Schätzwerte $X_{t|t}$ aus dem vorherigen Schritt um Informationen in X_{t+1} erweitern.²²³

Um die neuen Informationen in X_{t+1} zu erfassen, wird die Beobachtungsgleichung $X_{t+1} = \mu + \Phi X_t + \eta_{t+1}$ aufgestellt. Für die Prognosefehler und deren Kovarianzmatrix gilt dann analog zum vorherigen Abschnitt:

$$\begin{aligned} v_{t+1|t}^* &= X_{t+1} - \mu - \Phi X_{t|t}, \\ S_{t+1|t}^* &= \Phi P_{t|t} \Phi' + \Sigma \Sigma'. \end{aligned} \quad (\text{A.15})$$

Für die korrigierten Schätzwerte $X_{t|t, X_{t+1}}$ und die zugehörige Kovarianzmatrix $P_{t|t, X_{t+1}}$ ergibt sich wiederum:

$$X_{t|t, X_{t+1}} = X_{t|t} + P_{t|t} \Phi' S_{t+1|t}^{*-1} v_{t+1|t}^*, \quad (\text{A.16})$$

$$P_{t|t, X_{t+1}} = P_{t|t} - P_{t|t} \Phi' S_{t+1|t}^{*-1} \Phi P_{t|t}. \quad (\text{A.17})$$

Für $t = T-1, \dots, 1$ werden abschließend in jedem Iterationsschritt des FFBS Algorithmus Realisationen für X_t generiert:

$$P(X_t | \tilde{Y}_t, X_{t+1}, \Theta) \sim N(X_{t|t, X_{t+1}}, P_{t|t, X_{t+1}}). \quad (\text{A.18})$$

Generiere die VAR-Parameter μ und Φ (DRA, AP, EWS)

Die bedingte Posteriori-Verteilung der VAR-Parameter lautet:

$$\begin{aligned} P(\mu, \Phi | \Theta_-, X, \tilde{Y}) &\propto P(\tilde{Y} | \Theta, X) P(X | \mu, \Phi, \Sigma \Sigma') P(\mu, \Phi) \\ &\propto P(X | \mu, \Phi, \Sigma \Sigma') P(\mu, \Phi). \end{aligned} \quad (\text{A.19})$$

Θ_- bezeichnet die Menge aller Parameter außer μ und Φ . Der Übergang von der ersten zur zweiten Zeile beruht auf dem Ergebnis, dass in allen Modellansätzen die Likelihood der Zinssätze unabhängig von den VAR-Parametern ist. Zu erkennen ist dies an der Renditeberechnung im DRA-Ansatz in Gleichung (2.2). In dem vom AP- und RW-Ansatz genutzten affinen Modell bestimmen die Differenzgleichungen in (3.9) die Bondpreise und damit deren Renditen. Bei gegebenen risikoneutralen VAR-Parametern μ^Q und Φ^Q sind unter Berücksichtigung der Inversion in (A.3) die Koeffizienten \bar{A}_n und \bar{B}_n unabhängig von μ und Φ .²²⁴

Die Parameter sind a-priori normalverteilt, so dass sich für die Posteriori-Verteilung ebenfalls eine Normalverteilung ergibt. Man spricht in diesem Fall von einer konjugierten Priori-Verteilung, da die Posteriori-Verteilung die gleiche Gestalt wie die Priori-Verteilung hat.²²⁵ Da die vollständig bedingte Dichte bekannt ist, kann an dieser Stelle einfaches Gibbs-Sampling angewendet werden.

Zur Darstellung der Posteriori-Verteilung wird das VAR(1)-Modell in die Form eines multivariaten Regressionsmodells gebracht.²²⁶ Für $t = 1, \dots, T$ und mit $Y = (X_2, \dots, X_T)'$ und $X = (X_1, \dots, X_{T-1}, 1)'$ ergibt sich für die Faktordynamik:

$$Y = XB + U,$$

²²³Vgl. hierzu und zum Folgenden: Kim und Nelson (1999), S. 192 f.

²²⁴Vgl. Ang et al. (2010), S. 8 f. Die Autoren verweisen hinsichtlich der expliziten Trennung von physischen und risikoneutralen Parametern in der Schätzung auf die Arbeit von Johannes und Polson (2009).

²²⁵Vgl. Koop (2003), S. 18.

²²⁶Vgl. hierzu und zum Folgenden: Koop und Korobilis (2010), S. 4 ff. und Kim und Nelson (1999), S. 171 ff.

mit $\text{vec}(U) \sim N(0, \Sigma\Sigma' \otimes I)$. Die Matrix B enthält hier die VAR-Parameter: $B = (\Phi, \mu)'$. Der OLS-Schätzer des Modells lautet: $\hat{B} = (X'X)^{-1}X'Y$. Mit der Priori-Verteilung

$$P(\text{vec}(B)|\Sigma\Sigma') \sim N(\text{vec}(B_0), V_0),$$

ergibt sich für die Posteriori-Verteilung:²²⁷

$$P(\text{vec}(B)|\Sigma\Sigma', Y) \sim N(\text{vec}(B_1), V_1), \quad (\text{A.20})$$

mit

$$\begin{aligned} B_1 &= (V_0^{-1} + (\Sigma\Sigma')^{-1} \otimes X'X)^{-1}(V_0^{-1}B_0 + (\Sigma\Sigma')^{-1} \otimes X'Y), \\ V_1 &= (V_0^{-1} + (\Sigma\Sigma')^{-1} \otimes X'X)^{-1}. \end{aligned}$$

Die Parameter μ und Φ werden für jede Gleichung des VAR-Systems einzeln generiert. Nicht-stationäre Realisationen von Φ werden dabei eliminiert.

Generiere die strukturellen Parameter θ^{VAR} (RW)

Die bedingte Posteriori-Verteilung der strukturellen Parameter lautet:²²⁸

$$P(\theta^{\text{VAR}}|\Theta_-, X, \tilde{Y}) \propto P(\tilde{Y}|\theta^{\text{VAR}}, \Theta_-, X)P(X|\theta^{\text{VAR}}, \Omega\Omega')P(\theta^{\text{VAR}}). \quad (\text{A.21})$$

Θ_- bezeichnet die Menge aller Parameter außer θ^{VAR} . Die Verteilung hat keine bekannte Form, weshalb ein Random-Walk Metropolis Schritt verwendet wird. Dabei wird für $(m+1)$ ein Vorschlag aus einer um den vorherigen Wert zentrierten Normalverteilung mit vorgegebener Varianz σ_θ^2 generiert:

$$q((\theta^{\text{VAR}})^{m+1} | (\theta^{\text{VAR}})^m) \sim N((\theta^{\text{VAR}})^m, \sigma_\theta^2 I). \quad (\text{A.22})$$

Die Akzeptanzwahrscheinlichkeit α für den Übergang von der vorherigen Position der Markov-Kette $(\theta^{\text{VAR}})^m$ zum Vorschlagswert $(\theta^{\text{VAR}})^{m+1}$ lautet:

$$\begin{aligned} \alpha &= \min \left\{ \frac{P((\theta^{\text{VAR}})^{m+1} | \Theta_-, X, \tilde{Y})}{P((\theta^{\text{VAR}})^m | \Theta_-, X, \tilde{Y})} \frac{q((\theta^{\text{VAR}})^m)}{q((\theta^{\text{VAR}})^{m+1})}, 1 \right\} \\ &= \min \left\{ \frac{P(\tilde{Y} | (\theta^{\text{VAR}})^{m+1}, \Theta_-, X)}{P(\tilde{Y} | (\theta^{\text{VAR}})^m, \Theta_-, X)} \frac{P(X | (\theta^{\text{VAR}})^{m+1}, \Omega\Omega')}{P(X | (\theta^{\text{VAR}})^m, \Omega\Omega')} \frac{P((\theta^{\text{VAR}})^{m+1})}{P((\theta^{\text{VAR}})^m)}, 1 \right\}. \quad (\text{A.23}) \end{aligned}$$

Die Akzeptanzwahrscheinlichkeit α ist in diesem Fall durch das Verhältnis der Produkte der Likelihood der Zinssätze, der Likelihood der Faktoren und der Priori-Dichte unter dem Vorschlagswert relativ zum vorherigen Wert gegeben. Vorschlagswerte, aus denen nicht-stationäre Realisationen von Φ und Φ^Q resultieren, werden eliminiert.

Die Parameter in θ^{VAR} werden in Blöcken gezogen. Die Inflationsparameter $\{\alpha_{\pi 1}, \alpha_{\pi 2}\}$, die Outputparameter $\{\beta_{g1}, \beta_{g2}\}$ und die Slopeparameter $\{\rho_S, \gamma_g, \gamma_\pi\}$ werden jeweils zusammen generiert. Der Levelparameter ρ_L wird einzeln gezogen. Die verbliebenen Parameter

²²⁷ Ohne Priori-Verteilungsannahme ergäbe sich eine um den OLS-Schätzer \hat{B} zentrierte Normalverteilung mit Kovarianzmatrix $\Sigma\Sigma' \otimes (X'X)^{-1}$.

²²⁸ Anders als im vorherigen Abschnitt bleibt die Likelihood der Zinssätze erhalten. Die risikoneutralen Parameter μ^Q und Φ^Q werden zwar separat ermittelt, dennoch ergeben sich in diesem Schritt neue Einträge in den auf die Lags der Makrofaktoren bezogenen Einträge der Matrix Φ^Q , da den Lags keine Risikopreise λ zugewiesen werden (siehe Gleichung 3.23).

$\{\mu_\pi, \alpha_g, \beta_r\}$ werden auf Werte größer Null restringiert.²²⁹ Um dies zu erreichen, wird jeweils ein multiplikativer Random-Walk Metropolis Schritt verwendet. Für den Vorschlagswert gilt:

$$(\theta_i^{\text{VAR}})^{m+1} = (\theta_i^{\text{VAR}})^m \exp(N^{m+1}), \quad (\text{A.24})$$

wobei N aus der Vorschlagsdichte $q(N) \sim N(0, \sigma_{\theta_i^{\text{VAR}}}^2)$ generiert wird.²³⁰ Für die Akzeptanzwahrscheinlichkeit ergibt sich dann:

$$\alpha = \min \left\{ \frac{(\theta_i^{\text{VAR}})^{m+1} P((\theta_i^{\text{VAR}})^{m+1} | \Theta_-, X, \tilde{Y})}{(\theta_i^{\text{VAR}})^m P((\theta_i^{\text{VAR}})^m | \Theta_-, X, \tilde{Y})}, 1 \right\}. \quad (\text{A.25})$$

Generiere die Kovarianzmatrix $\Sigma\Sigma'$ (DRA, AP, EWS)

Die bedingte Posteriori-Verteilung der Kovarianzmatrix lautet:

$$P(\Sigma\Sigma' | \Theta_-, X, \tilde{Y}) \propto P(\tilde{Y} | \Theta, X) P(X | \mu, \Phi, \Sigma\Sigma') P(\Sigma\Sigma'). \quad (\text{A.26})$$

Θ_- bezeichnet die Menge aller Parameter außer $\Sigma\Sigma'$. Die Verteilung hat keine bekannte Form, weshalb ein Independence Metropolis-Hastings Schritt verwendet wird.²³¹ Die Vorschlagsdichte hat die Form:

$$q(\Sigma\Sigma') = P(X | \mu, \Phi, \Sigma\Sigma') P(\Sigma\Sigma'). \quad (\text{A.27})$$

Unter der Annahme einer konjugierten Priori-Verteilung in Form einer Inversen Wishart Verteilung ergibt sich für die Vorschlagsdichte ebenfalls eine Inverse Wishart Verteilung. Mit der nichtinformativen Priori-Verteilung $P(\Sigma\Sigma') = \text{IW}(0, 0)$ ergibt sich für die Vorschlagsdichte:²³²

$$q(\Sigma\Sigma') \sim \text{IW} \left(T, \sum_{t=2}^T \eta'_t \eta_t \right), \quad (\text{A.28})$$

mit $\eta_t = X_t - \mu - \Phi X_{t-1}$. Die Akzeptanzwahrscheinlichkeit α für den Übergang von der vorherigen Position der Markov-Kette $(\Sigma\Sigma')^m$ zum Vorschlagswert $(\Sigma\Sigma')^{m+1}$ lautet:

$$\begin{aligned} \alpha &= \min \left\{ \frac{P((\Sigma\Sigma')^{m+1} | \Theta_-, X, \tilde{Y})}{P((\Sigma\Sigma')^m | \Theta_-, X, \tilde{Y})} \frac{q((\Sigma\Sigma')^m)}{q((\Sigma\Sigma')^{m+1})}, 1 \right\} \\ &= \min \left\{ \frac{P(\tilde{Y} | (\Sigma\Sigma')^{m+1}, \Theta_-, X)}{P(\tilde{Y} | (\Sigma\Sigma')^m, \Theta_-, X)}, 1 \right\}. \end{aligned} \quad (\text{A.29})$$

Die Akzeptanzwahrscheinlichkeit α ist in diesem Fall durch das Verhältnis der Likelihood der Zinssätze unter dem Vorschlagswert relativ zur Likelihood unter dem vorherigen Wert gegeben.

Im DRA-Ansatz ist die Matrix $\Sigma\Sigma'$ unrestringiert, im AP-Ansatz sind Nullrestriktionen hinsichtlich der Unabhängigkeit von Makro- und latenten Faktoren sowie der latenten Faktoren untereinander zu setzen.

²²⁹Diese Vorgehensweise erhöht die Effizienz des Algorithmus ohne dabei die Ergebnisse gegenüber der Verwendung eines einfachen Random-Walk Metropolis Schritts signifikant zu verändern. Die geschätzten Werte für $\{\mu_\pi, \alpha_g, \beta_r\}$ sind auch ohne eine solche Priori-Restriktion positiv.

²³⁰Das Verfahren entspricht einem additiven Random Walk auf logarithmierter Ebene (Vgl. Sherlock et al. (2010), S. 182). Das Akzeptanzkriterium muss dabei gegenüber einem einfachen Random-Walk Metropolis Schritt leicht modifiziert werden (siehe unten).

²³¹Vgl. hierzu und zum Folgenden: Ang et al. (2010), S. 9.

²³²Durch Nullsetzen der Hyperparameter ergibt sich eine nicht-informative Priori-Verteilung (Vgl. Koop (2003), S. 140).

Generiere die Varianzen der strukturellen Schocks $\Omega\Omega'$ (RW)

Die Matrix Ω ist diagonal und enthält die Standardabweichungen der strukturellen Schocks ϵ_t , welche im Wesentlichen wie im vorherigen Abschnitt beschrieben erzeugt werden. Die bedingte Posteriori-Verteilung der Varianzen lautet:

$$P(\Omega\Omega'|\Theta_-, X, \tilde{Y}) \propto P(\tilde{Y}|\Theta, X)P(X|\theta^{\text{VAR}}, \Omega\Omega')P(\Omega\Omega'). \quad (\text{A.30})$$

Θ_- bezeichnet die Menge aller Parameter außer $\Omega\Omega'$. Die Verteilung hat wiederum keine bekannte Form, weshalb ein Independence Metropolis-Hastings Schritt verwendet wird. Die Vorschlagsdichte hat die Form:

$$q(\Omega\Omega') = P(X|\theta^{\text{VAR}}, \Omega\Omega')P(\Omega\Omega'). \quad (\text{A.31})$$

Mit der nichtinformativen konjugierten Priori-Verteilung $P(\Omega\Omega') = \text{IW}(0, 0)$ ergibt sich für die Vorschlagsdichte:

$$q(\Omega\Omega') \sim \text{IW}\left(T, \sum_{t=2}^T \epsilon_t^* \epsilon_t^{*\prime}\right), \quad (\text{A.32})$$

wobei die strukturellen Schocks gemäß $\epsilon_t^* = \Gamma_0^* \eta_t^*$ aus den Residuen gewonnen werden.²³³ Mit Hilfe des Vorschlagswertes $(\Omega\Omega')^{m+1}$ lässt sich für $\Sigma\Sigma'$ der implizite Vorschlagswert bilden: $(\Sigma\Sigma')^{m+1} = \Gamma_0^{-1} \Psi(\Omega\Omega')^{m+1} \Psi' \Gamma_0^{-1'}$. Die Akzeptanzwahrscheinlichkeit α für den Übergang von der vorherigen Position der Markov-Kette $(\Omega\Omega')^m$ zum Vorschlagswert $(\Omega\Omega')^{m+1}$ lautet:

$$\begin{aligned} \alpha &= \min \left\{ \frac{P((\Omega\Omega')^{m+1}|\Theta_-, X, \tilde{Y})}{P((\Omega\Omega')^m|\Theta_-, X, \tilde{Y})} \frac{q((\Omega\Omega')^m)}{q((\Omega\Omega')^{m+1})}, 1 \right\} \\ &= \min \left\{ \frac{P(\tilde{Y}|\Omega\Omega'^{m+1}, \Theta_-, X)}{P(\tilde{Y}|\Omega\Omega'^m, \Theta_-, X)}, 1 \right\}. \end{aligned} \quad (\text{A.33})$$

Die Akzeptanzwahrscheinlichkeit α ist wiederum das Verhältnis der Likelihood der Zinssätze unter dem Vorschlagswert relativ zur Likelihood unter dem vorherigen Wert.

Gemäß der Unabhängigkeit der strukturellen Schocks werden alle Elemente abseits der Diagonalen auf Null gesetzt.

Generiere die Short rate Parameter δ_0 und δ_1 (AP, RW, EWS)

Die Parameter der Short rate werden zu Beginn des Algorithmus fixiert. Für die Faktorladungen δ_1 im AP-, RW- und EWS-Ansatz gilt:

$$\begin{aligned} \delta_1^{AP} &= (1, 1, 0, \delta_{1,g}, \delta_{1,\pi})' \\ \delta_1^{RW} &= (0, 0, 0, 0, 1, 1)' \\ \delta_1^{EWS} &= (0, 0, 0, 0, 0, 1)'. \end{aligned} \quad (\text{A.34})$$

Im Zinsmodell nach der AP-Methode gilt $\delta_1 = (1, 1, 0)'$. Die Taylor-Regel Parameter $\delta_{1,g}$ und $\delta_{1,\pi}$ im AP-Zinsmakromodell werden mittels linearer Regression des 1-Monatszinses auf g und π ermittelt. Da in den drei Ansätzen alle Zustandsvariablen mittelwertbereinigt sind, wird der Parameter δ_0 auf den Stichprobenmittelwert des 1-Monatszinses fixiert.

²³³Die so generierten Schocks ϵ_t^* sind IID $N(0, \Omega\Omega')$ -verteilt. Hinsichtlich Γ_0^* und η_t^* zeigt das Symbol * an, dass die/der Matrix/Vektor um die auf die Lags der Makrofaktoren bezogenen Einträge bereinigt sind.

Generiere die risikoneutralen Parameter μ^Q und Φ^Q (AP, RW, EWS)

Die bedingte Posteriori-Verteilung der risikoneutralen Parameter lautet:

$$P(\mu^Q, \Phi^Q | \Theta_-, X, \tilde{Y}) \propto P(\tilde{Y} | (\mu^Q, \Phi^Q), \Theta_-, X) P(\mu^Q, \Phi^Q). \quad (\text{A.35})$$

Θ_- bezeichnet die Menge aller Parameter außer μ^Q und Φ^Q . Die Verteilung hat keine bekannte Form, weshalb ein Random-Walk Metropolis Schritt verwendet wird. Dabei wird für $(m+1)$ ein Vorschlag aus einer um den vorherigen Wert zentrierten Normalverteilung mit vorgegebener Varianz σ_Q^2 generiert:

$$q((\mu^Q, \Phi^Q)^{m+1} | (\mu^Q, \Phi^Q)^m) \sim N((\mu^Q, \Phi^Q)^m, \sigma_Q^2 I). \quad (\text{A.36})$$

Die Akzeptanzwahrscheinlichkeit α für den Übergang von der vorherigen Position der Markov-Kette $(\mu^Q, \Phi^Q)^m$ zum Vorschlagswert $(\mu^Q, \Phi^Q)^{m+1}$ lautet:

$$\begin{aligned} \alpha &= \min \left\{ \frac{P((\mu^Q, \Phi^Q)^{m+1} | \Theta_-, X, \tilde{Y})}{P((\mu^Q, \Phi^Q)^m | \Theta_-, X, \tilde{Y})} \frac{q((\mu^Q, \Phi^Q)^m)}{q((\mu^Q, \Phi^Q)^{m+1})}, 1 \right\} \\ &= \min \left\{ \frac{P(\tilde{Y} | (\mu^Q, \Phi^Q)^{m+1}, \Theta_-, X)}{P(\tilde{Y} | (\mu^Q, \Phi^Q)^m, \Theta_-, X)} \frac{P((\mu^Q, \Phi^Q)^{m+1})}{P((\mu^Q, \Phi^Q)^m)}, 1 \right\}. \end{aligned} \quad (\text{A.37})$$

Die Akzeptanzwahrscheinlichkeit α ist in diesem Fall durch das Verhältnis der Likelihood der Zinssätze und das Verhältnis der Priori-Dichten unter dem Vorschlagswert relativ zum vorherigen Wert gegeben. Die Parameter in μ^Q werden einzeln, die in Φ^Q für jede Reihe einzeln generiert. Nicht-stationäre Realisationen von Φ^Q werden dabei eliminiert.

Generiere den Zerfallsparemeter λ (DRA)

Die bedingte Posteriori-Verteilung des Parameters λ lautet:

$$P(\lambda | \Theta_-, X, \tilde{Y}) \propto P(\tilde{Y} | \lambda, \Theta_-, X) P(\lambda). \quad (\text{A.38})$$

Θ_- bezeichnet die Menge aller Parameter außer λ . Die Verteilung hat keine bekannte Form, weshalb ein Random-Walk Metropolis Schritt verwendet wird. Dabei wird für $(m+1)$ ein Vorschlag aus einer um den vorherigen Wert zentrierten Normalverteilung mit vorgegebener Varianz σ_λ^2 generiert:

$$q(\lambda^{m+1} | \lambda^m) \sim N(\lambda^m, \sigma_\lambda^2). \quad (\text{A.39})$$

Die Akzeptanzwahrscheinlichkeit α für den Übergang von der vorherigen Position der Markov-Kette λ^m zum Vorschlagswert λ^{m+1} lautet:

$$\begin{aligned} \alpha &= \min \left\{ \frac{P(\lambda^{m+1} | \Theta_-, X, \tilde{Y})}{P(\lambda^m | \Theta_-, X, \tilde{Y})} \frac{q(\lambda^m)}{q(\lambda^{m+1})}, 1 \right\} \\ &= \min \left\{ \frac{P(\tilde{Y} | \lambda^{m+1}, \Theta_-, X)}{P(\tilde{Y} | \lambda^m, \Theta_-, X)}, 1 \right\}. \end{aligned} \quad (\text{A.40})$$

Unter der Annahme einer flachen Priori-Verteilung ($P(\lambda) \sim \text{const.}$) ist die Akzeptanzwahrscheinlichkeit α also durch das Verhältnis der Likelihood der Zinssätze unter dem Vorschlagswert relativ zur Likelihood unter dem vorherigen Wert gegeben.

Generiere die Varianzen der Beobachtungsfehler σ_τ^2

Die bedingte Posteriori-Verteilung der Varianzen der Beobachtungsfehler lautet:

$$P(\sigma_\tau^2 | \Theta_-, X, \tilde{Y}) \propto P(\tilde{Y} | \sigma_\tau^2, \Theta_-, X) P(\sigma_\tau^2). \quad (\text{A.41})$$

Θ_- bezeichnet die Menge aller Parameter außer σ_τ^2 . Die Beobachtungsfehler können als Residuen u_t^τ in der Regressionsgleichung $\tilde{y}_t^\tau = y_t^\tau + u_t^\tau$ verstanden werden.²³⁴ Wird eine (konjugierte) Priori-Verteilung in Form der Inversen Gamma Verteilung unterstellt, ergibt sich für die Posteriori-Verteilung ebenfalls eine Inverse Gamma Verteilung. Mit der Priori-Verteilung $P(\sigma_\tau^2) \sim \text{IG}(\alpha, \beta)$ wird der nächste Wert in der Markov-Kette $(\sigma_\tau^2)^{m+1}$ somit aus der folgenden Verteilung generiert:

$$P(\sigma_\tau^2 | \Theta_-, X, \tilde{Y}) \sim \text{IG} \left(\alpha + \frac{T}{2}, \beta + \frac{\sum_{t=1}^T (\tilde{y}_t^\tau - y_t^\tau)^2}{2} \right). \quad (\text{A.42})$$

Da die Stichprobe direkt aus der vollständig bedingten Dichte gezogen wird, handelt es sich bei diesem Schritt um einfaches Gibbs-Sampling.

²³⁴Vgl. Ang et al. (2010), S. 10.

Anhang B

DRA-Ergebnisse USA

B.1 Tabellen

Tabelle B.1 Deskriptive Statistik: Latenten Faktoren im DRA-Zinsmodell (USA)

	Mittelwert	St.-Abw.	Schiefe	Kurtosis	Min.	Max.	AK1	AK2	AK3
<i>L</i>	9,12	2,15	0,35	2,32	4,96	14,15	0,98	0,96	0,94
<i>S</i>	-1,69	2,13	0,48	3,42	-5,96	6,17	0,94	0,87	0,81
<i>C</i>	-0,44	1,62	-0,22	2,90	-4,94	3,36	0,87	0,73	0,62

US-Datensatz. Zentrale Momente und Autokorrelationen der im DRA-Zinsmodell extrahierten latenten Faktoren Level (*L*), Slope (*S*) und Curvature (*C*). Die Angabe der Autokorrelationen (AK) beziehen sich auf die Lags 1–3. Die Faktoren sind annualisiert und in Prozentpunkten ausgedrückt. Der Untersuchungszeitraum ist 1979-01 bis 1998-12.

Tabelle B.2 Ergebnisse der Parameterschätzung im DRA-Zinsmodell (USA)

	μ	Φ		
		L_{t-1}	S_{t-1}	C_{t-1}
L_t	0,134 (0,111)	0,988 (0,011)	0,025 (0,011)	-0,006 (0,016)
S_t	0,161 (0,218)	-0,028 (0,022)	0,939 (0,021)	0,040 (0,031)
C_t	-0,709 (0,279)	0,066 (0,028)	-0,018 (0,026)	0,825 (0,038)
		$\Sigma\Sigma'$		
		$\eta_t(L)$	$\eta_t(S)$	$\eta_t(C)$
$\eta_t(L)$		0,139 (0,014)	-0,022 (0,018)	-0,026 (0,024)
$\eta_t(S)$		-0,022 (0,018)	0,498 (0,047)	0,014 (0,042)
$\eta_t(C)$		-0,026 (0,024)	0,014 (0,042)	0,720 (0,079)

US-Datensatz. Standardfehler befinden sich in Klammern. Signifikante Schätzergebnisse sind fett markiert. Das Signifikanzniveau beträgt 5%. Alle Größen sind annualisiert. Der Vektor μ ist in Prozent-, die Kovarianzmatrix $\Sigma\Sigma'$ in Basispunkten ausgewiesen. Der Zustandsraum des Modells ist durch die Gleichungen (2.3)–(2.4) gegeben. Der Untersuchungszeitraum ist 1979-01 bis 1998-12.

Tabelle B.3 Ergebnisse der Parameterschätzung im DRA-Zinsmakromodell (USA)

	μ	Φ					
		L_{t-1}	S_{t-1}	C_{t-1}	g_{t-1}	π_{t-1}	r_{t-1}
L_t	0,377 (0,134)	0,781 (0,047)	-0,161 (0,044)	0,033 (0,019)	-0,006 (0,008)	0,042 (0,015)	0,147 (0,037)
S_t	0,557 (0,226)	-0,678 (0,078)	0,251 (0,073)	0,144 (0,031)	0,046 (0,013)	0,086 (0,025)	0,517 (0,061)
C_t	-1,232 (0,331)	0,442 (0,118)	0,306 (0,108)	0,749 (0,045)	0,015 (0,019)	-0,065 (0,036)	-0,267 (0,092)
g_t	0,556 (0,239)	-0,210 (0,082)	-0,227 (0,077)	0,064 (0,033)	1,008 (0,013)	-0,006 (0,026)	0,131 (0,064)
π_t	0,162 (0,114)	-0,075 (0,040)	-0,067 (0,037)	-0,006 (0,016)	0,019 (0,007)	0,987 (0,012)	0,057 (0,031)
r_t	0,313 (0,279)	-0,280 (0,097)	-0,368 (0,091)	0,130 (0,039)	0,050 (0,016)	0,131 (0,031)	1,139 (0,075)
$\Sigma\Sigma'$							
		$\eta_t(L)$	$\eta_t(S)$	$\eta_t(C)$	$\eta_t(g)$	$\eta_t(\pi)$	$\eta_t(r)$
$\eta_t(L)$		0.128 (0.013)	-0.060 (0.015)	-0.002 (0.023)	0.035 (0.016)	0.015 (0.008)	0.022 (0.018)
$\eta_t(S)$			0.349 (0.035)	0.085 (0.037)	0.066 (0.026)	-0.003 (0.012)	0.249 (0.034)
$\eta_t(C)$				0.734 (0.079)	0.052 (0.038)	-0.017 (0.018)	0.094 (0.045)
$\eta_t(g)$					0.403 (0.038)	0.039 (0.013)	0.168 (0.033)
$\eta_t(\pi)$						0.093 (0.009)	0.021 (0.015)
$\eta_t(r)$							0.541 (0.051)

US-Datensatz. Standardfehler befinden sich in Klammern. Signifikante Schätzergebnisse sind fett markiert. Das Signifikanzniveau beträgt 5%. Alle Größen sind annualisiert. Der Vektor μ ist in Prozent-, die Kovarianzmatrix $\Sigma\Sigma'$ in Basispunkten ausgewiesen. Der Zustandsraum des Modells ist durch die Gleichungen (2.5)–(2.6) gegeben. Der Untersuchungszeitraum ist 1979-01 bis 1998-12.

Tabelle B.4 Eigenschaften der geschätzten Residuen im DRA-Ansatz (USA)

Laufzeit	Zinsmodell		Zinsmakromodell	
	Mittelwert	St.-Abw.	Mittelwert	St.-Abw.
3	-12,058	36,898	-11,777	35,473
6	-5,535	17,200	-5,299	16,115
9	-2,380	7,852	-2,191	7,213
12	-0,609	4,098	-0,468	3,954
15	0,367	3,706	0,462	3,797
18	0,837	4,021	0,889	4,069
21	0,977	4,086	0,991	4,071
24	0,906	3,927	0,885	3,874
30	0,423	3,527	0,348	3,512
36	-0,217	3,621	-0,327	3,729
48	-1,292	4,658	-1,425	4,850
60	-1,731	5,066	-1,839	5,210
72	-1,521	4,582	-1,576	4,634
84	-0,795	3,757	-0,784	3,755
96	0,295	3,668	0,375	3,731
108	1,616	5,006	1,765	5,206
120	3,069	7,217	3,281	7,518

US-Datensatz. Mittelwerte und Standardabweichungen der annualisierten Residuen (u) im DRA-Zins- und DRA-Zinsmakromodell. Alle Größen sind in Basispunkten ausgewiesen. Der Untersuchungszeitraum ist 1979-01 bis 1998-12.

Tabelle B.5 Varianzzerlegung der makroökonomischen Variablen im DRA-Ansatz (USA)

	Horizont	L	S	C	g	π	r
OUTPUTLÜCKE (g)	1	0,02	0,03	0,01	0,93	0,00	0,01
	12	0,02	0,01	0,03	0,91	0,01	0,02
	60	0,02	0,01	0,04	0,54	0,34	0,07
INFLATION (π)	1	0,02	0,00	0,01	0,05	0,93	0,01
	12	0,01	0,00	0,02	0,19	0,77	0,02
	60	0,01	0,01	0,01	0,51	0,42	0,04
POLITIKZINS (r)	1	0,00	0,29	0,02	0,06	0,00	0,61
	12	0,10	0,13	0,08	0,19	0,05	0,46
	60	0,16	0,07	0,04	0,43	0,07	0,23

US-Datensatz. Anteil der einzelnen Zustandsvariablen an der Prognosefehlervarianz der 1-, 12- und 60-Schrittprognose der makroökonomischen Variablen. L , S und C bezeichnen die latenten Faktoren Level, Slope und Curvature, g , π und r die makroökonomischen Variablen Outputlücke, Inflationsrate und Politikzins. Der Untersuchungszeitraum ist 1979-01 bis 1998-12.

Tabelle B.6 Varianzzerlegung der Zinssätze im DRA-Ansatz (USA)

	Horizont	L	S	C	g	π	r
3-MONATSZINS							
Zinsmodell	1	0,19	0,81	0,01			
	12	0,19	0,79	0,03			
	60	0,21	0,75	0,04			
Zinsmakromodell	1	0,08	0,66	0,07	0,02	0,00	0,17
	12	0,13	0,22	0,15	0,17	0,05	0,27
	60	0,19	0,11	0,08	0,43	0,07	0,14
12-MONATSZINS							
Zinsmodell	1	0,24	0,69	0,07			
	12	0,27	0,68	0,06			
	60	0,29	0,66	0,05			
Zinsmakromodell	1	0,14	0,55	0,18	0,02	0,00	0,12
	12	0,21	0,18	0,21	0,14	0,04	0,22
	60	0,25	0,09	0,10	0,38	0,08	0,11
60-MONATSZINS							
Zinsmodell	1	0,54	0,25	0,21			
	12	0,60	0,31	0,09			
	60	0,52	0,43	0,04			
Zinsmakromodell	1	0,45	0,19	0,30	0,01	0,00	0,05
	12	0,51	0,06	0,21	0,06	0,04	0,13
	60	0,41	0,03	0,08	0,28	0,12	0,07
120-MONATSZINS							
Zinsmodell	1	0,79	0,10	0,11			
	12	0,78	0,19	0,04			
	60	0,61	0,37	0,02			
Zinsmakromodell	1	0,73	0,07	0,16	0,00	0,00	0,04
	12	0,67	0,02	0,12	0,04	0,04	0,12
	60	0,46	0,02	0,04	0,25	0,16	0,07

US-Datensatz. Anteil der einzelnen Zustandsvariablen an der Prognosefehlervarianz der 1-, 12- und 60-Schrittprognose der Zinssätze im DRA-Zins- und DRA-Zinsmakromodell. L , S und C bezeichnen die latenten Faktoren Level, Slope und Curvature, g , π und r die makroökonomischen Variablen Outputlücke, Inflationsrate und Politikzins. Der Untersuchungszeitraum ist 1979-01 bis 1998-12.

B.2 Abbildungen

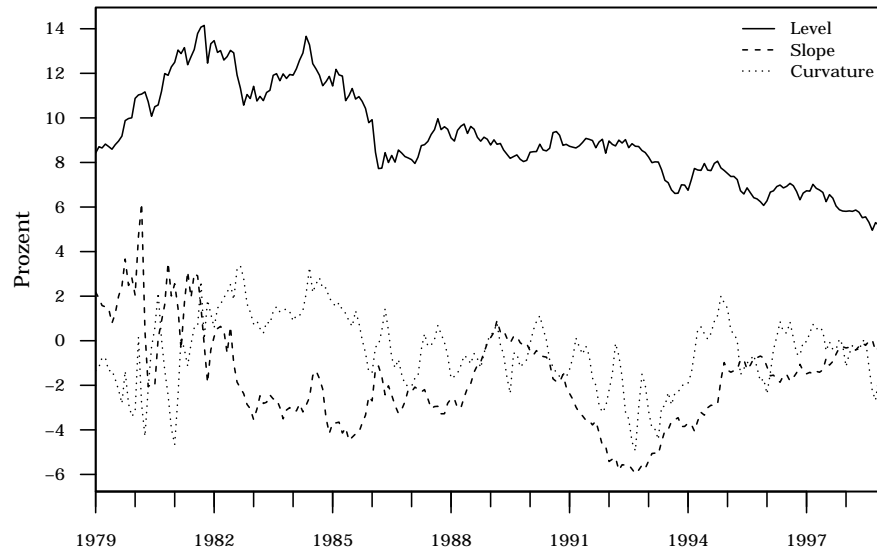


Abbildung B.1 Latente Faktoren im DRA-Zinsmodell (USA)

US-Datensatz. Zeitreihenverlauf der latenten Faktoren Level (L), Slope (S) und Curvature (C) im DRA-Zinsmodell. Die Faktoren sind annualisiert. Der Untersuchungszeitraum ist 1979-01 bis 1998-12.

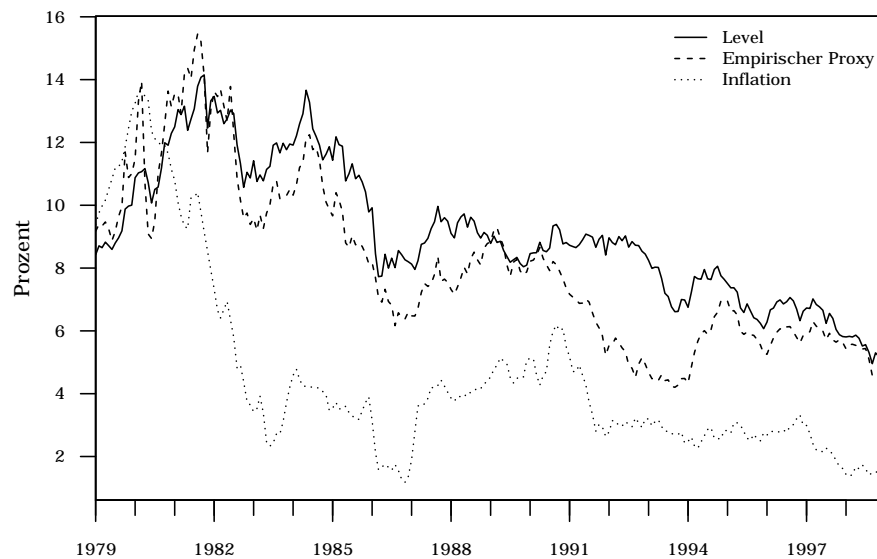


Abbildung B.2 DRA-Levelfaktor, Inflation und empirischer Proxy (USA)

US-Datensatz. Gegenüberstellung des Zeitreihenverlaufs des DRA-Levelfaktors, der Inflationsrate und des empirische Proxies $[y_t(3) + y_t(24) + y_t(120)]/3$. Alle Größen sind annualisiert. Der Untersuchungszeitraum ist 1979-01 bis 1998-12.

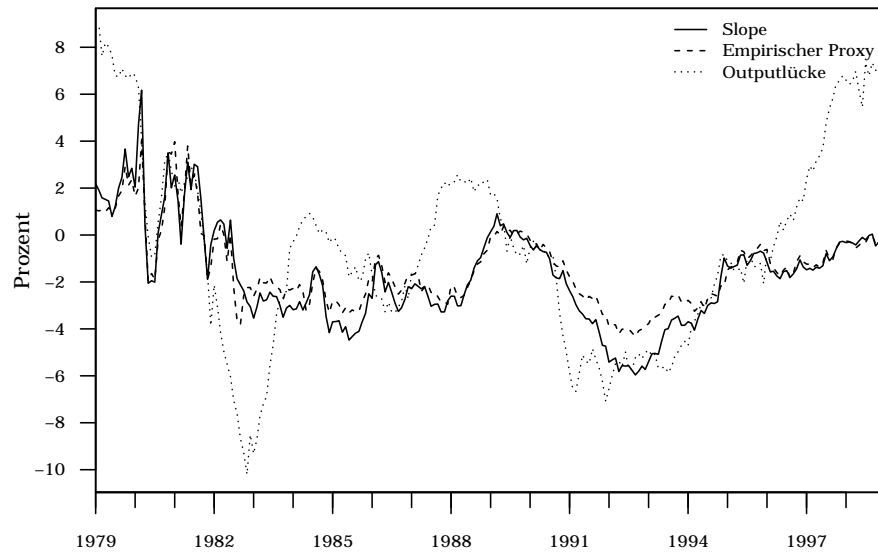


Abbildung B.3 DRA-Slopefaktor, Outputlücke und empirischer Proxy (USA)

US-Datensatz. Gegenüberstellung des Zeitreihenverlaufs des DRA-Slopefaktors, der Outputlücke und des empirische Proxies $y_t(3) - y_t(120)$. Alle Größen sind annualisiert. Der Untersuchungszeitraum ist 1979-01 bis 1998-12.

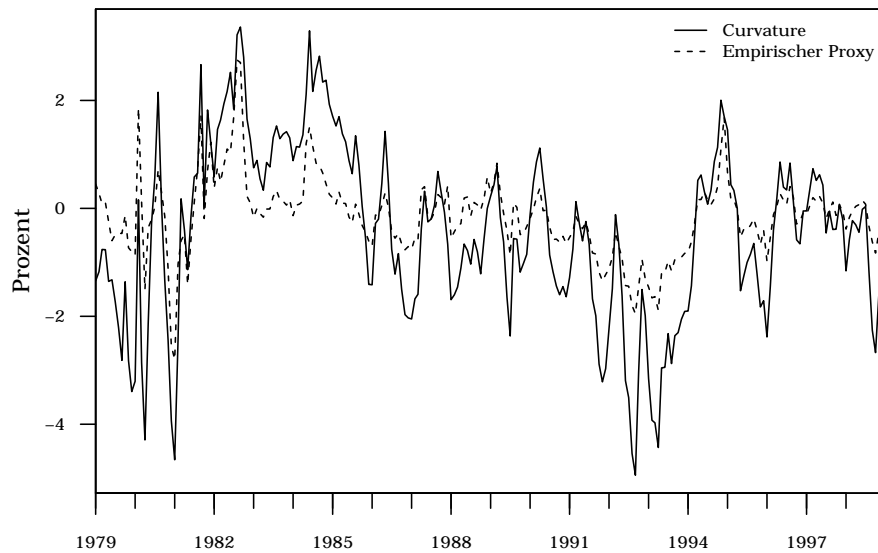


Abbildung B.4 DRA-Curvaturefaktor und empirischer Proxy (USA)

US-Datensatz. Gegenüberstellung des Zeitreihenverlaufs des DRA-Curvaturefaktors und des empirische Proxies $[y_t(24) - y_t(3)] - [y_t(120) - y_t(24)]$. Alle Größen sind annualisiert. Der Untersuchungszeitraum ist 1979-01 bis 1998-12.

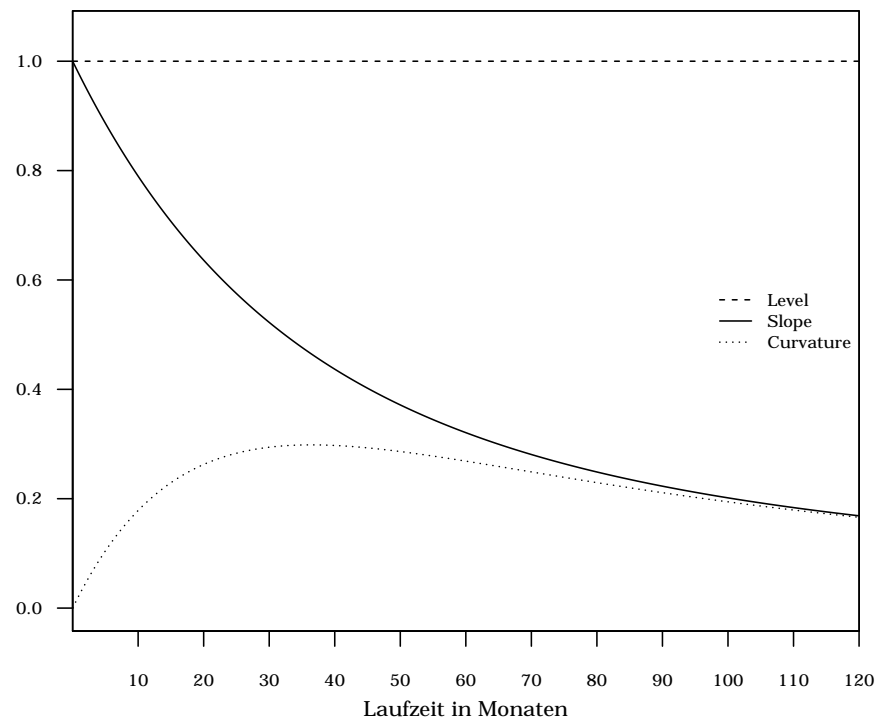


Abbildung B.5 Faktorladungen im DRA-Zinsmodell (USA)

US-Datensatz. Faktorladungen der latenten Faktoren Level (L), Slope (S) und Curvature (C) im DRA-Zinsmodell für Laufzeiten (τ) von 1 bis 120 Monaten. Die Faktorladungen entsprechen den Komponenten $(1, \frac{1-e^{-\lambda_t \tau}}{\lambda_t \tau}, \frac{1-e^{-\lambda_t \tau}}{\lambda_t \tau} - e^{-\lambda_t \tau})$ der Nelson-Siegel Formulierung. Der geschätzte λ -Wert beträgt 0,049. Der Untersuchungszeitraum ist 1979-01 bis 1998-12.

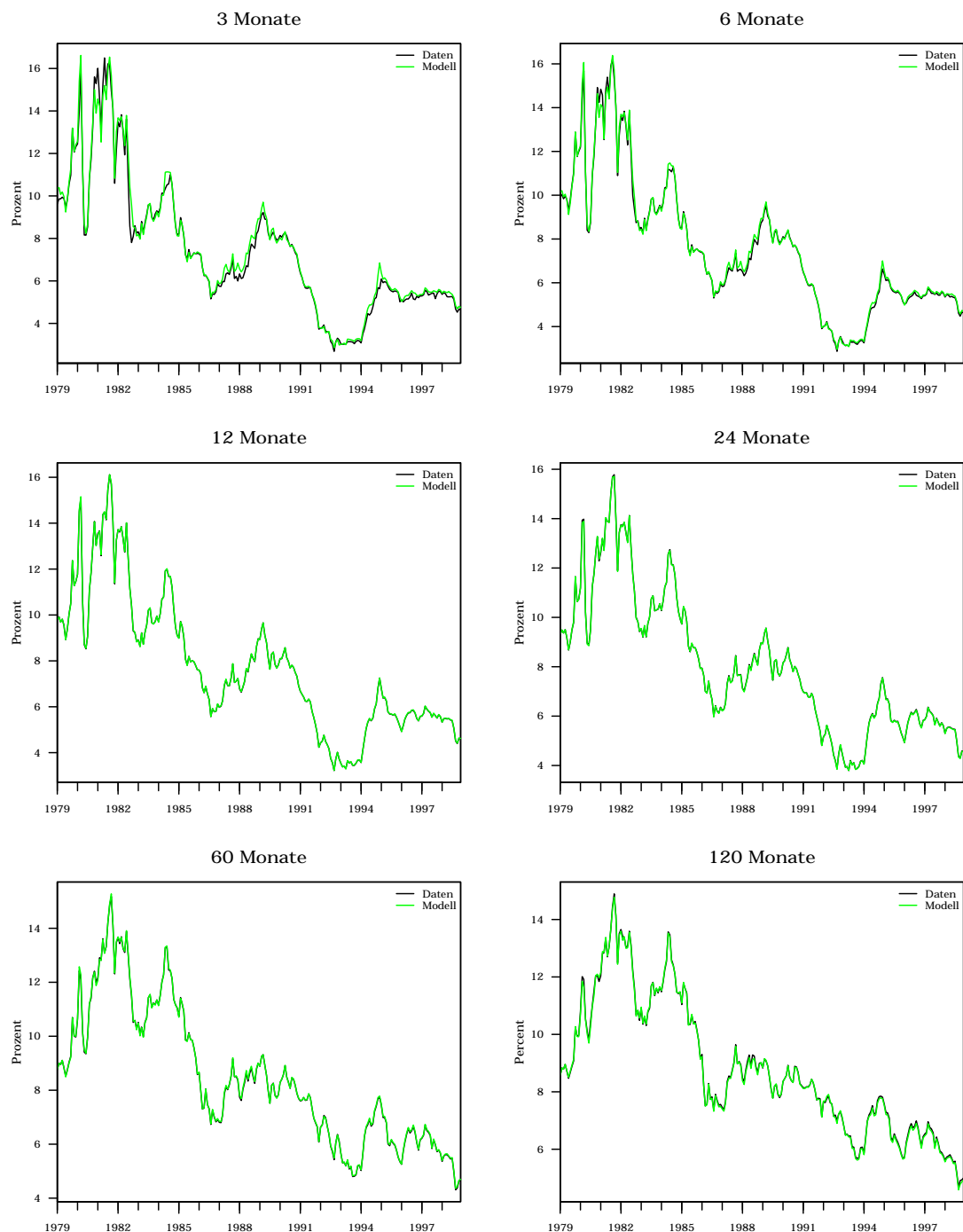


Abbildung B.6 Abbildungsgenauigkeit der Zinssätze im DRA-Zinsmodell (USA)

US-Datensatz. Gegenüberstellung der geschätzten und tatsächlichen Zinssätze im DRA-Zinsmodell. Die Zinssätze sind annualisiert. „Daten“ bezeichnet die tatsächlichen Zinssätze, „Modell“ die Schätzergebnisse. Der Untersuchungszeitraum ist 1979-01 bis 1998-12.

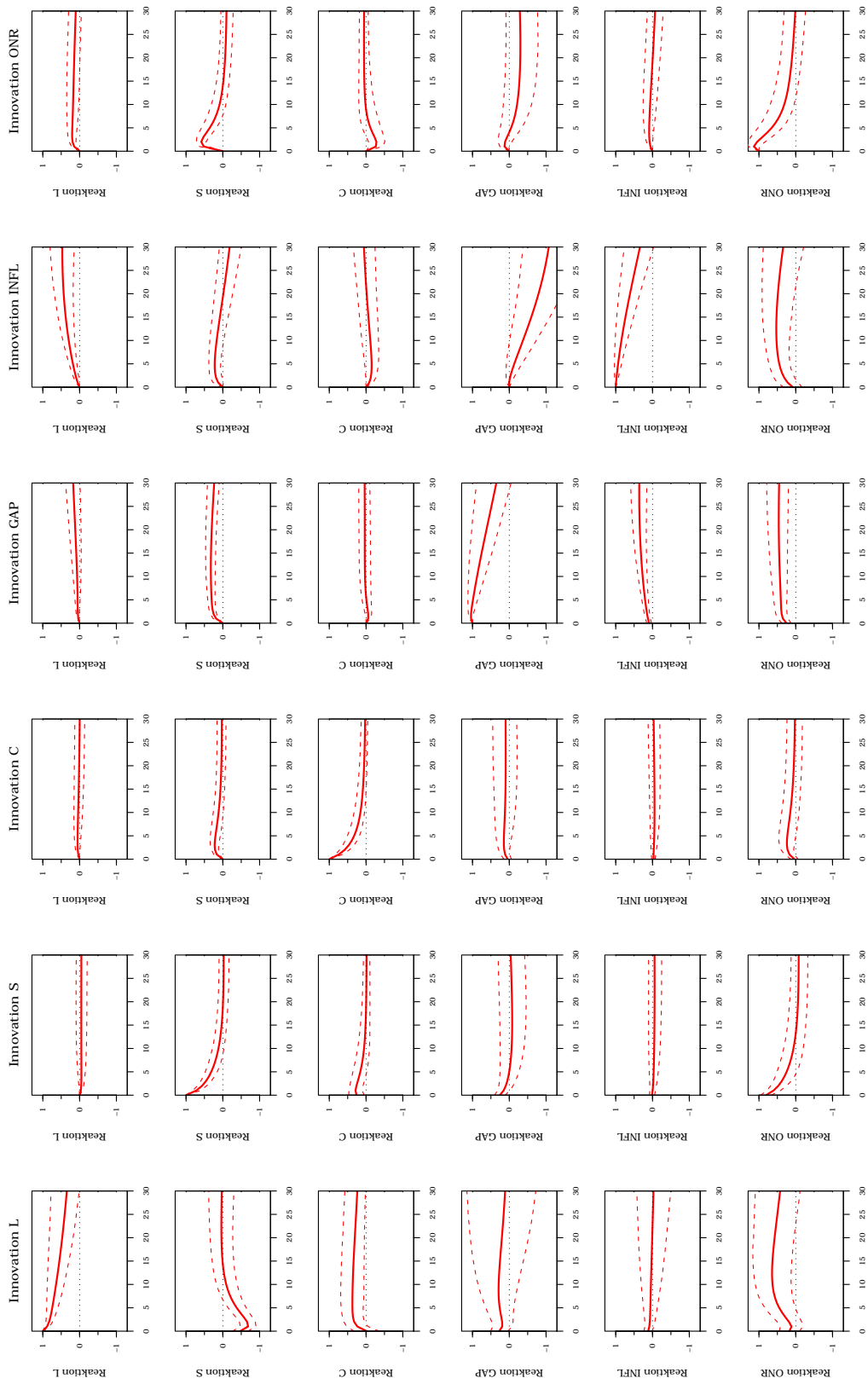


Abbildung B.7 Impulsantworten im DRA-Ansatz (USA)

US-Datensatz. Impulsantworten auf Innovationen in Höhe von einem Prozentpunkt in den Zustandsvariablen. Zustandsvariablen sind (in der Kausalordnung) Level- (L), Slope- (S), Curvaturefaktor (C), Outputlücke (GAP), Inflationsrate (INFL) und Politikzins (ONR). Die Identifikation ist rekursiv. Der Zustandsraum des Modell ist durch die Gleichungen (2.5)–(2.6) gegeben. Der Untersuchungszeitraum ist 1979-01 bis 1998-12. Die Zinssätze werden am Monatsanfang gemessen.

Anhang C

AP-Ergebnisse USA

C.1 Tabellen

Tabelle C.1 Deskriptive Statistik: Latente Faktoren im AP-Ansatz (USA)

	Mittelwert	St.-Abw.	Schiefe	Kurtosis	Min.	Max.	AK1	AK2	AK3
ZINSM.									
<i>L</i>	0,00	3,85	0,62	2,45	-6,57	9,32	0,98	0,96	0,94
<i>S</i>	0,00	2,07	-0,08	2,18	-4,01	3,97	0,97	0,93	0,89
<i>C</i>	0,00	3,31	0,61	3,55	-6,71	9,93	0,93	0,85	0,79
ZINSMAKROM.									
<i>L</i>	0,00	2,74	0,70	2,66	-5,64	6,55	0,98	0,94	0,91
<i>S</i>	0,00	1,51	-0,56	2,74	-3,84	3,19	0,95	0,89	0,83
<i>C</i>	0,00	2,37	0,31	4,42	-5,76	9,17	0,88	0,73	0,62

US-Datensatz. Zentrale Momente und Autokorrelationen der im AP-Zins- und AP-Zinsmakromodell extrahierten latenten Faktoren Level (*L*), Slope (*S*) und Curvature (*C*). Die Angabe der Autokorrelationen (AK) beziehen sich auf die Lags 1–3. Die Faktoren sind mittelwertbereinigt, annualisiert und in Prozentpunkten ausgedrückt. Der Untersuchungszeitraum ist 1979-01 bis 1998-12.

Tabelle C.2 Ergebnisse der Parameterschätzung im AP-Zinsmodell (USA)

	$\Sigma_{\eta(i)}$	Φ		
		L_{t-1}	S_{t-1}	C_{t-1}
L_t	0,054 (0,005)	0,987 (0,008)	0,000 (—)	0,000 (—)
S_t	0,040 (0,006)	-0,029 (0,011)	0,943 (0,019)	0,000 (—)
C_t	0,108 (0,019)	0,183 (0,068)	0,149 (0,092)	0,783 (0,045)
	λ_0	λ_1		
		L_t	S_t	C_t
$\lambda_t(L)$	-0,124 (0,019)	85,3 (48,2)	84,7 (35,4)	-114,6 (39,0)
$\lambda_t(S)$	-0,127 (0,020)	46,7 (33,7)	70,5 (66,7)	-99,9 (28,2)
$\lambda_t(C)$	0,019 (0,014)	106,7 (54,9)	120,1 (68,7)	-104,0 (48,1)

US-Datensatz. Standardfehler befinden sich in Klammern. Signifikante Schätzergebnisse sind fett markiert. Das Signifikanzniveau beträgt 5%. Alle Größen sind pro Monat ausgewiesen. Der obere Abschnitt zeigt die Parameter der Übergangsgleichung, der untere die Marktpreise des Risikos (λ). Die Standardabweichungen der Residuen $\Sigma_{\eta(i)}$ sind in Basispunkten gemessen. Der Zustandsraum des Modells ist durch die Gleichungen (3.25)–(3.26) gegeben. Der Untersuchungszeitraum ist 1979-01 bis 1998-12.

Tabelle C.3 Eigenschaften der geschätzten Residuen im AP-Ansatz (USA)

Laufzeit	Zinsmodell		Zinsmakromodell	
	Mittelwert	St.-Abw.	Mittelwert	St.-Abw.
1	0,000	31,038	0,000	30,856
3	3,660	18,650	3,537	18,625
12	0,068	16,333	-0,010	16,291
36	-0,414	14,202	-0,275	14,211
60	0,233	15,155	0,130	15,229

US-Datensatz. Mittelwerte und Standardabweichungen der annualisierten Residuen (u) im AP-Zins- und AP-Zinsmakromodell. Alle Größen sind in Basispunkten ausgewiesen. Der Untersuchungszeitraum ist 1979-01 bis 1998-12.

Tabelle C.4 Short rate Parameter im AP-Zinsmakromodell (USA)

δ_0 ($\times 100$)	$\delta_{1,L}$	$\delta_{1,S}$	$\delta_{1,C}$	$\delta_{1,g}$	$\delta_{1,\pi}$
0,602 (—)	1 (—)	1 (—)	0 (—)	0,058 (—)	0,784 (—)

US-Datensatz. Die Short rate Parameter der makroökonomischen Variablen $\delta_{1,g}$ und $\delta_{1,\pi}$ werden durch eine lineare Regression des 1-Monatszins auf Outputlücke (g) und Inflationsrate (π) determiniert. Der δ_0 -Wert ist in Basispunkten pro Monat ausgewiesen. Alle Faktoren werden zu Beginn der Schätzung fixiert, weshalb keine Standardfehler angegeben werden. Der Untersuchungszeitraum ist 1979-01 bis 1998-12.

Tabelle C.5 Ergebnisse der Parameterschätzung im AP-Zinsmakromodell (USA)

	$\Sigma_{\eta(i)}$	Φ				
		L_{t-1}	S_{t-1}	C_{t-1}	g_{t-1}	π_{t-1}
L_t	0,050 (0,007)	0,973 (0,013)	0,000 (—)	0,000 (—)	0,000 (—)	0,000 (—)
S_t	0,044 (0,006)	-0,049 (0,020)	0,881 (0,037)	0,000 (—)	0,000 (—)	0,000 (—)
C_t	0,117 (0,018)	0,108 (0,081)	0,175 (0,115)	0,797 (0,050)	0,000 (—)	0,000 (—)
g_t	0,054 (0,002)	0,000 (—)	0,000 (—)	0,000 (—)	0,999 (0,009)	-0,064 (0,015)
π_t	0,026 (0,001)	0,000 (—)	0,000 (—)	0,000 (—)	0,021 (0,005)	0,981 (0,007)
	λ_0	λ_1				
		L_t	S_t	C_t	g_t	π_t
$\lambda_t(L)$	-0,073 (0,032)	9,1 (43,2)	101,0 (40,3)	-73,8 (32,2)	0,000 (—)	0,000 (—)
$\lambda_t(S)$	-0,145 (0,018)	-20,7 (58,1)	10,8 (88,3)	-122,5 (24,7)	0,000 (—)	0,000 (—)
$\lambda_t(C)$	0,023 (0,017)	56,8 (58,3)	119,8 (94,2)	-91,9 (45,9)	0,000 (—)	0,000 (—)
$\lambda_t(g)$	-0,007 (0,038)	0,000 (—)	0,000 (—)	0,000 (—)	96,8 (38,7)	-19,4 (50,0)
$\lambda_t(\pi)$	-0,095 (0,068)	0,000 (—)	0,000 (—)	0,000 (—)	100,5 (28,3)	-10,8 (33,5)

US-Datensatz. Standardfehler befinden sich in Klammern. Signifikante Schätzergebnisse sind fett markiert. Das Signifikanzniveau beträgt 5%. Alle Größen sind pro Monat ausgewiesen. Der obere Abschnitt zeigt die Parameter der Übergangsgleichung, der untere die Marktpreise des Risikos (λ). Die Standardabweichungen der Residuen $\Sigma_{\eta(i)}$ sind in Basispunkten gemessen. Der Zustandsraum des Modells ist durch die Gleichungen (3.27)–(3.28) gegeben. Der Untersuchungszeitraum ist 1979-01 bis 1998-12.

Tabelle C.6 Varianzzerlegung der Zinssätze im AP-Ansatz (USA)

	Horizont	L	S	C	g	π
1-MONATSZINS						
Zinsmodell	1	0,65	0,35	0,00		
	12	0,68	0,32	0,00		
	60	0,73	0,27	0,00		
Zinsmakromodell	1	0,52	0,39	0,00	0,01	0,08
	12	0,55	0,28	0,00	0,06	0,12
	60	0,45	0,16	0,00	0,28	0,11
12-MONATSZINS						
Zinsmodell	1	0,51	0,17	0,32		
	12	0,72	0,19	0,09		
	60	0,81	0,14	0,05		
Zinsmakromodell	1	0,52	0,11	0,25	0,01	0,11
	12	0,62	0,10	0,09	0,04	0,14
	60	0,54	0,06	0,04	0,25	0,11
36-MONATSZINS						
Zinsmodell	1	0,47	0,02	0,51		
	12	0,80	0,05	0,14		
	60	0,91	0,04	0,06		
Zinsmakromodell	1	0,55	0,00	0,33	0,00	0,12
	12	0,71	0,02	0,11	0,02	0,14
	60	0,65	0,01	0,05	0,19	0,11
60-MONATSZINS						
Zinsmodell	1	0,51	0,00	0,49		
	12	0,86	0,02	0,13		
	60	0,94	0,01	0,04		
Zinsmakromodell	1	0,60	0,00	0,27	0,00	0,13
	12	0,75	0,00	0,08	0,01	0,14
	60	0,69	0,00	0,04	0,16	0,10

US-Datensatz. Anteil der einzelnen Zustandsvariablen an der Prognosefehlervarianz der 1-, 12- und 60-Schrittprognose der Zinssätze im AP-Zins- und AP-Zinsmakromodell. L , S und C bezeichnen die latenten Faktoren Level, Slope und Curvature, g und π die makroökonomischen Variablen Outputlücke und Inflationsrate. Der Untersuchungszeitraum ist 1979-01 bis 1998-12.

Tabelle C.7 Faktorregressionen im AP-Ansatz (USA)

Abhängige Variable	Unabhängige Variablen					
	g	π	L^M	S^M	C^M	\bar{R}^2
REGRESSIONEN I						
L	-0,282 (0,049)	0,863 (0,067)				0,407
S	0,336 (0,026)	-0,067 (0,036)				0,415
C	0,054 (0,043)	0,638 (0,060)				0,367
REGRESSIONEN II						
L	-0,117 (0,001)	0,850 (0,002)	1,156 (0,003)	0,107 (0,005)	-0,072 (0,002)	1,000
S	0,175 (0,001)	-0,067 (0,001)	-0,157 (0,002)	0,893 (0,004)	0,072 (0,002)	0,999
C	0,013 (0,002)	0,668 (0,002)	0,320 (0,003)	-0,481 (0,006)	0,913 (0,003)	0,999

US-Datensatz. Standardfehler befinden sich in Klammern. Signifikante Schätzergebnisse sind fett markiert. Das Signifikanzniveau beträgt 5%. Regressionen der latenten Faktoren Level (L), Slope (S) und Curvature (C) des Zinsmodells auf die Makrofaktoren Outputlücke (g) und Inflationsrate (π) (REGRESSIONEN I) sowie auf die Makrofaktoren und die latenten Faktoren des Zinsmakromodells, gekennzeichnet durch ein hochgestelltes M (REGRESSIONEN II).

C.2 Abbildungen

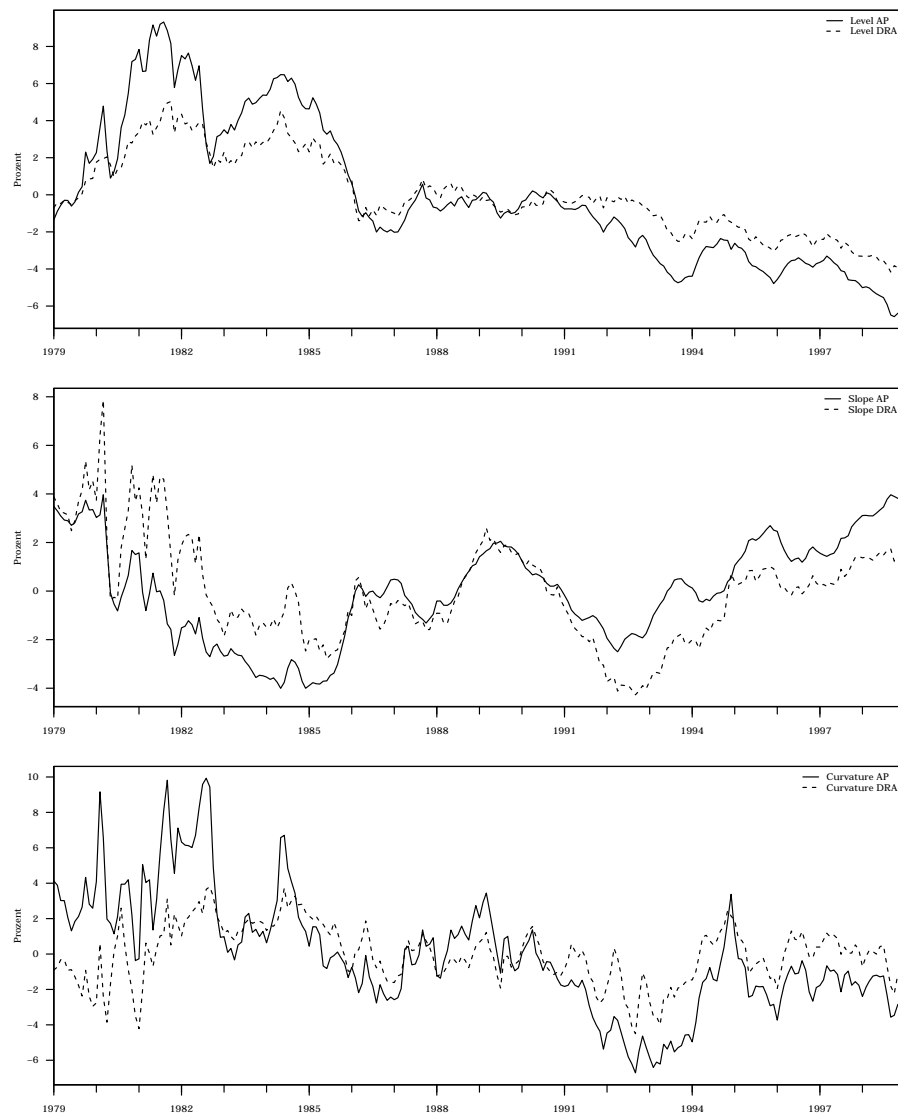


Abbildung C.1 Latente Faktoren im Zinsmodell: AP- versus DRA-Ansatz (USA)

US-Datensatz. Gegenüberstellung des Zeitreihenverlaufs der latenten Faktoren Level (L), Slope (S) und Curvature (C) im DRA- und AP-Zinsmodell. Die Faktoren sind mittelwertbereinigt und annualisiert. Der Untersuchungszeitraum ist 1979-01 bis 1998-12.

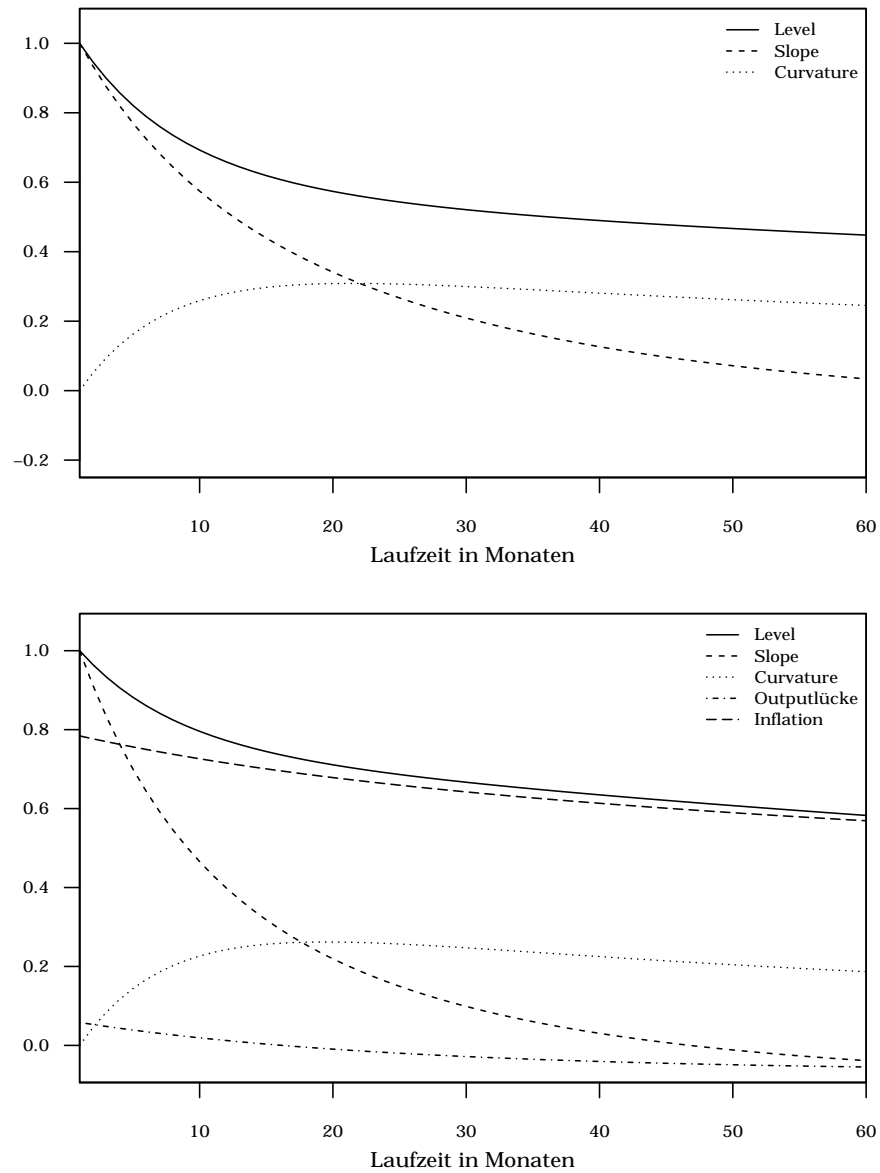


Abbildung C.2 Faktorladungen im AP-Ansatz (USA)

US-Datensatz. Faktorladungen der latenten Faktoren Level (L), Slope (S) und Curvature (C) sowie der Makrofaktoren Outputlücke (g) und Inflationsrate (π) im AP-Ansatz. Das obere Diagramm zeigt die Faktorladungen des Zins-, das untere die des Zinsmakromodells. Sie entsprechen den laufzeitspezifischen B -Koeffizienten in Gleichung (3.11). Der Untersuchungszeitraum ist 1979-01 bis 1998-12.

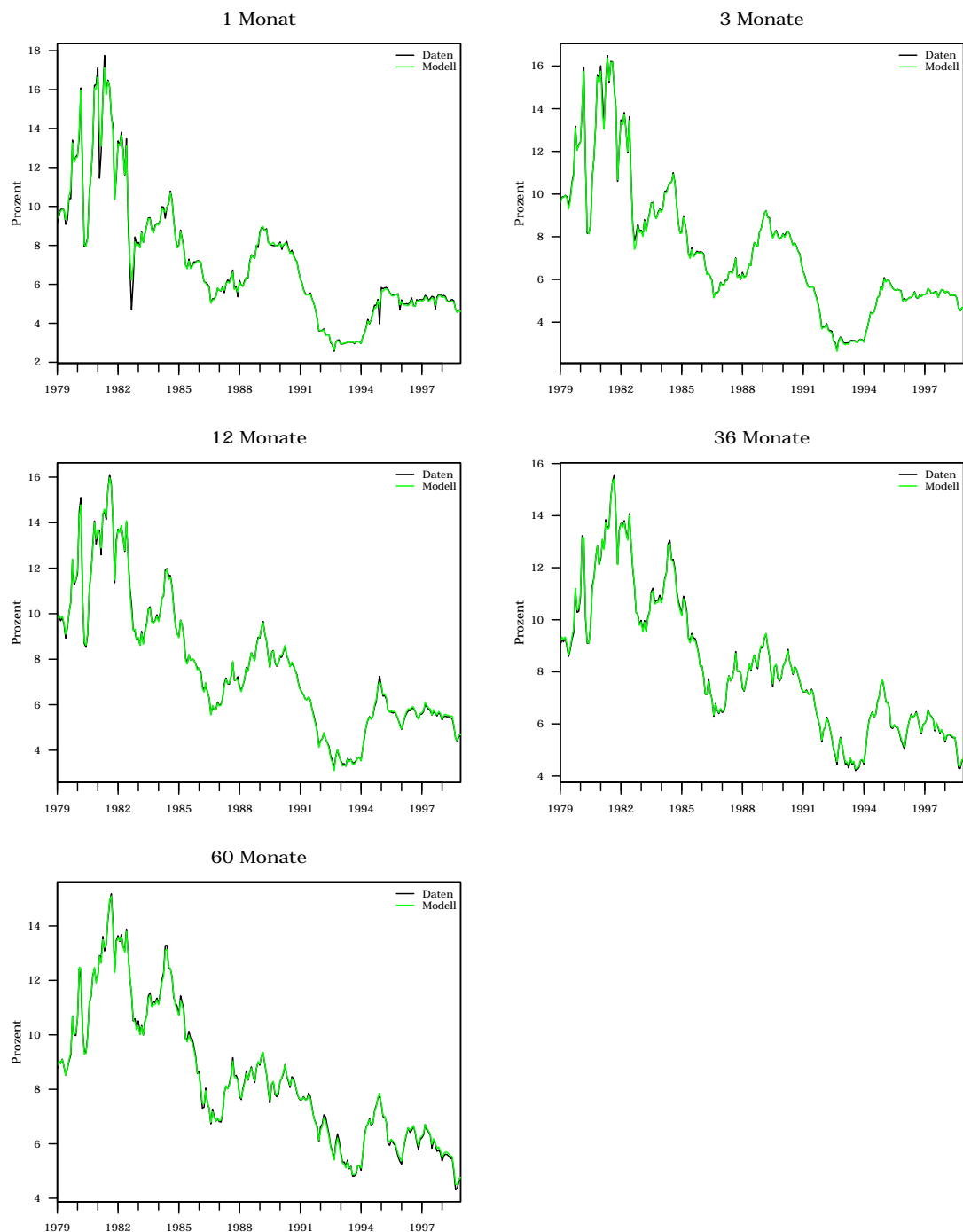


Abbildung C.3 Abbildungsgenauigkeit der Zinssätze im AP-Zinsmodell (USA)

US-Datensatz. Gegenüberstellung der geschätzten und tatsächlichen Zinssätze im AP-Zinsmodell. Die Zinssätze sind annualisiert. „Daten“ bezeichnet die tatsächlichen Zinssätze, „Modell“ die Schätzergebnisse. Der Untersuchungszeitraum ist 1979-01 bis 1998-12.

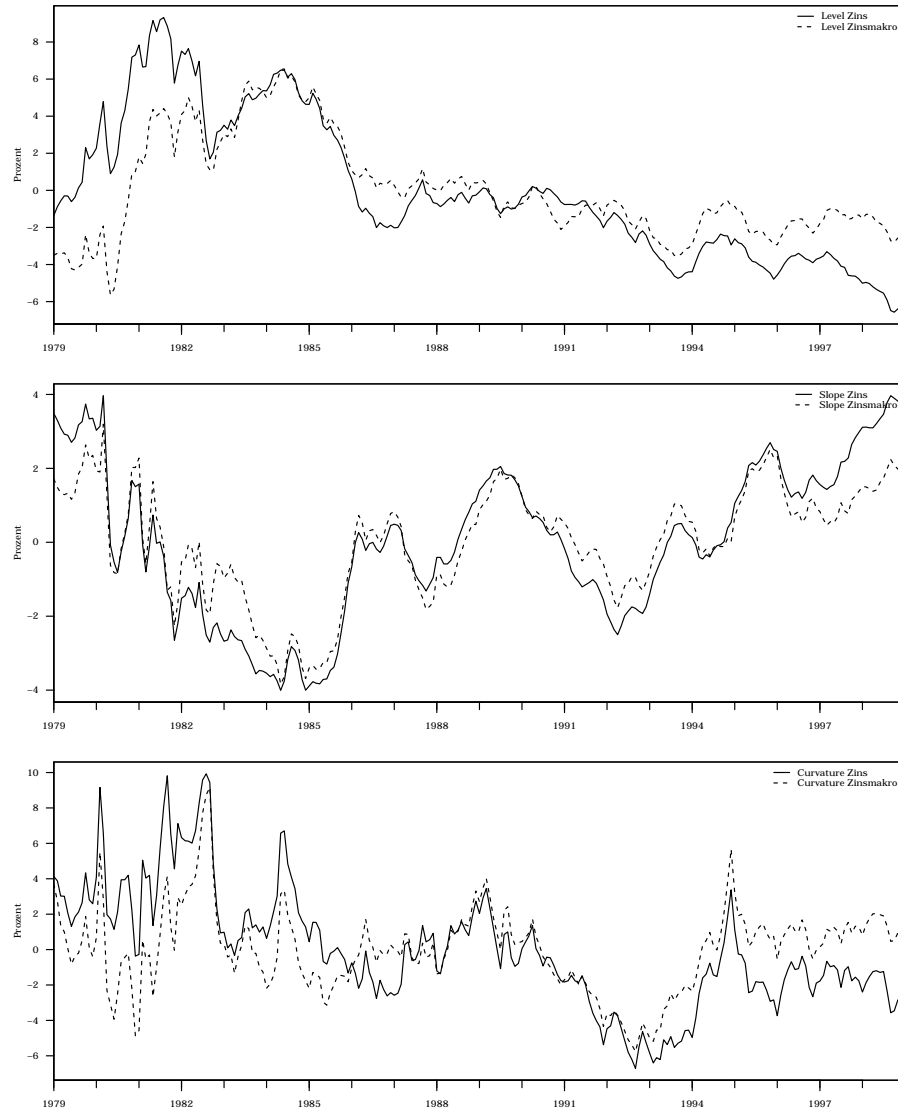


Abbildung C.4 Latente Faktoren im AP-Ansatz (USA)

US-Datensatz. Gegenüberstellung des Zeitreihenverlaufs der latenten Faktoren Level (L), Slope (S) und Curvature (C) im AP-Zins- und AP-Zinsmakromodell. Die Faktoren sind mittelwertbereinigt und annua-
lisiert. Der Untersuchungszeitraum ist 1979-01 bis 1998-12.

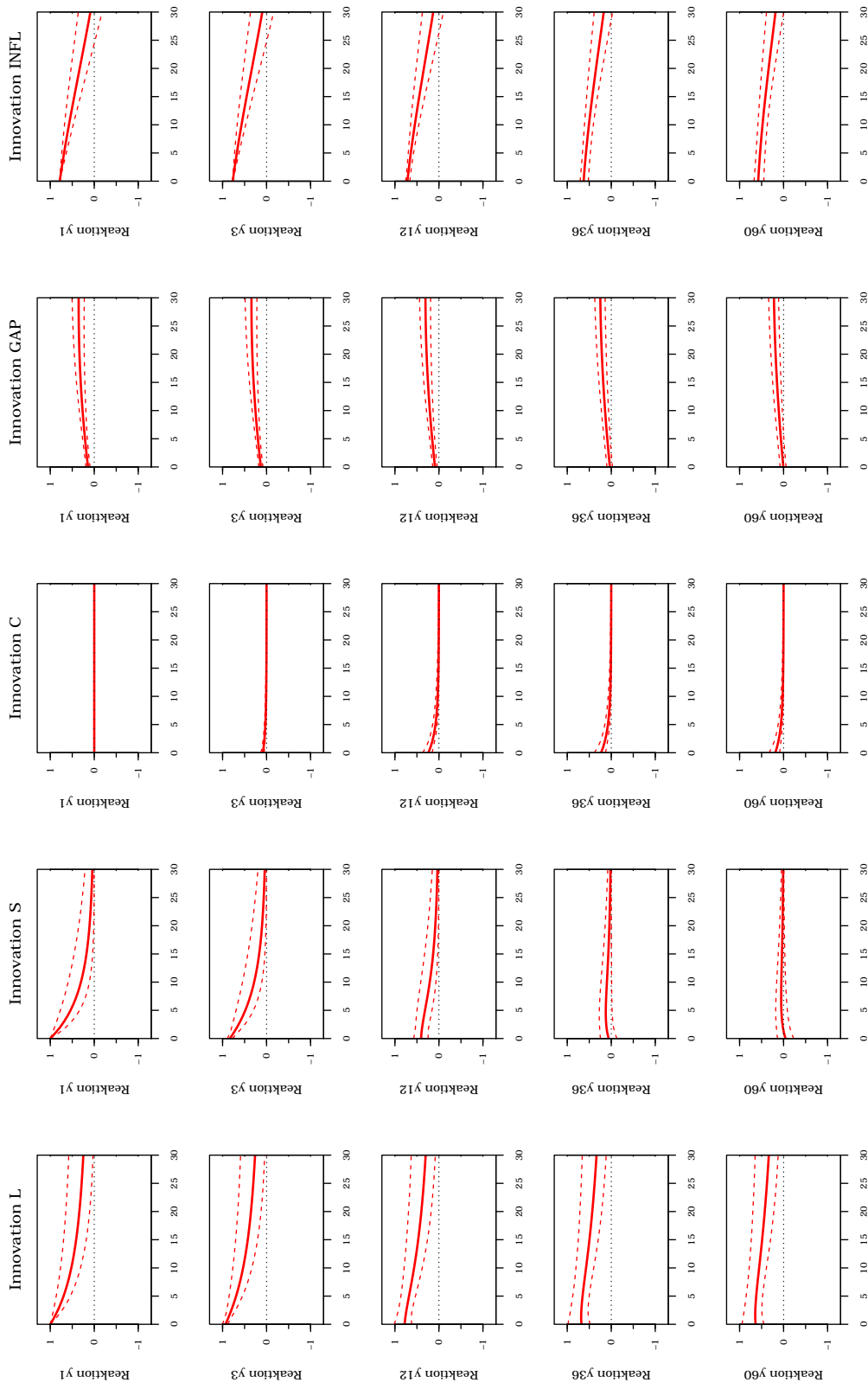


Abbildung C.5 Impulsantworten im AP-Ansatz (USA)

US-Datensatz. Impulsantworten auf Innovationen in Höhe von einem Prozentpunkt in den Zustandsvariablen. Zustandsvariablen sind (in der Kausalordnung) Level- (L), Slope- (S), Curvaturefaktor (C), Outputlücke (GAP) und Inflationsrate (INFL). Makro- und latente Variablen sind unabhängig voneinander. Latente Faktoren sind kontemporär unkorreliert, die Identifikation der Makrovariablen ist rekursiv. Der Zustandsraum des Modell ist durch die Gleichungen (3.27)–(3.28) gegeben. Der Untersuchungszeitraum ist 1979–01 bis 1998–12.

Anhang D

RW-Ergebnisse USA

D.1 Tabellen

Tabelle D.1 Deskriptive Statistik: Latente Faktoren im RW-Ansatz (USA)

	Mittelwert	St.-Abw.	Schiefe	Kurtosis	Min.	Max.	AK1	AK2	AK3
<i>L</i>	0,00	3,45	0,56	2,50	-6,45	8,79	0,98	0,95	0,93
<i>S</i>	0,00	1,94	0,14	2,58	-5,35	4,47	0,95	0,87	0,80

US-Datensatz. Zentrale Momente und Autokorrelationen der im RW-Ansatz extrahierten latenten Faktoren Level (*L*) und Slope (*S*). Die Angabe der Autokorrelationen (AK) beziehen sich auf die Lags 1–3. Die Faktoren sind mittelwertbereinigt, annualisiert und in Prozentpunkten ausgedrückt. Der Untersuchungszeitraum ist 1979-01 bis 1998-12.

Tabelle D.2 Ergebnisse der Parameterschätzung im RW-Ansatz (USA)

$\Omega_{\epsilon(i)}$		Strukturelle Parameter							
π_t	0,023 (0,001)	μ_π	0,005 (0,004)	α_g	0,016 (0,005)	$\alpha_{\pi 1}$	1,249 (0,040)	$\alpha_{\pi 2}$	-0,266 (0,039)
g_t	0,055 (0,003)			β_r	0,018 (0,016)	β_{g1}	1,020 (0,051)	β_{g2}	-0,035 (0,050)
L_t	0,050 (0,004)							ρ_L	0,966 (0,012)
S_t	0,052 (0,004)			ρ_S	0,873 (0,041)	γ_g	0,123 (0,071)	γ_π	0,617 (0,100)
λ_1									
	λ_0	π_t	g_t	L_t	S_t				
$\lambda_t(\pi)$	1,055 (0,900)	1681,3 (205,5)	-147,5 (36,7)	-197,4 (34,1)	4,9 (28,3)				
$\lambda_t(g)$	0,686 (0,227)	-0,2 (11,7)	216,5 (95,3)	4,3 (11,9)	143,7 (33,0)				
$\lambda_t(L)$	-0,158 (0,044)	30,0 (23,9)	-17,4 (9,5)	-49,2 (24,4)	16,0 (10,4)				
$\lambda_t(S)$	-0,166 (0,059)	55,8 (31,6)	18,6 (21,2)	-110,5 (35,6)	-84,1 (80,0)				

US-Datensatz. Standardfehler befinden sich in Klammern. Signifikante Schätzergebnisse sind fett markiert. Das Signifikanzniveau beträgt 5%. Alle Größen sind pro Monat ausgewiesen. Der obere Abschnitt zeigt die Parameter des strukturellen Modells, der untere die Marktpreise des Risikos (λ). Die Standardabweichungen der strukturellen Schocks $\Omega_{\epsilon(i)}$ sind in Basispunkten gemessen. Das strukturelle Modell ist durch die Gleichungen (4.1)–(4.4) gegeben. Der Untersuchungszeitraum ist 1979-01 bis 1998-12.

Tabelle D.3 Eigenschaften der geschätzten Residuen im RW-Ansatz (USA)

Laufzeit	Mittelwert	St.-Abw.
1	0,000	42,943
3	2,891	20,448
12	-0,640	25,670
36	-0,228	16,597
60	0,139	17,663

US-Datensatz. Mittelwerte und Standardabweichungen der annualisierten Residuen (u) im RW-Ansatz. Alle Größen sind in Basispunkten ausgewiesen. Der Untersuchungszeitraum ist 1979-01 bis 1998-12.

Tabelle D.4 Varianzzerlegung der Zustandsvariablen im RW-Ansatz (USA)

	Horizont	π	g	L	S
INFLATION (π)	1	1,00	0,00	0,00	0,00
	12	0,93	0,07	0,00	0,00
	60	0,46	0,49	0,05	0,01
OUTPUTLÜCKE (g)	1	0,00	1,00	0,00	0,00
	12	0,00	0,99	0,00	0,01
	60	0,00	0,95	0,03	0,02
LEVEL (L)	1	0,00	0,00	1,00	0,00
	12	0,02	0,00	0,98	0,00
	60	0,12	0,11	0,77	0,00
SLOPE (S)	1	0,00	0,00	0,01	0,98
	12	0,05	0,03	0,18	0,75
	60	0,06	0,18	0,32	0,45

US-Datensatz. Anteil der einzelnen Zustandsvariablen an der Prognosefehlervarianz der 1-, 12- und 60-Schrittprognose der Zustandsvariablen. L und S bezeichnen die latenten Faktoren Level und Slope, π und g die makroökonomischen Variablen Inflationsrate und Outputlücke. Der Untersuchungszeitraum ist 1979-01 bis 1998-12.

Tabelle D.5 Varianzzerlegung der Zinssätze im RW-Ansatz (USA)

	Horizont	π	g	L	S
1-MONATZSINS	1	0,00	0,00	0,43	0,56
	12	0,09	0,02	0,43	0,46
	60	0,20	0,33	0,27	0,20
12-MONATZSINS	1	0,00	0,01	0,65	0,34
	12	0,07	0,03	0,67	0,23
	60	0,17	0,31	0,43	0,09
36-MONATZSINS	1	0,00	0,01	0,92	0,07
	12	0,04	0,03	0,90	0,03
	60	0,13	0,22	0,63	0,02
60-MONATZSINS	1	0,00	0,01	0,98	0,01
	12	0,02	0,02	0,95	0,00
	60	0,12	0,18	0,70	0,00

US-Datensatz. Anteil der einzelnen Zustandsvariablen an der Prognosefehlervarianz der 1-, 12- und 60-Schrittprognose der Zinssätze. L und S bezeichnen die latenten Faktoren Level und Slope, π und g die makroökonomischen Variablen Inflationsrate und Outputlücke. Der Untersuchungszeitraum ist 1979-01 bis 1998-12.

D.2 Abbildungen

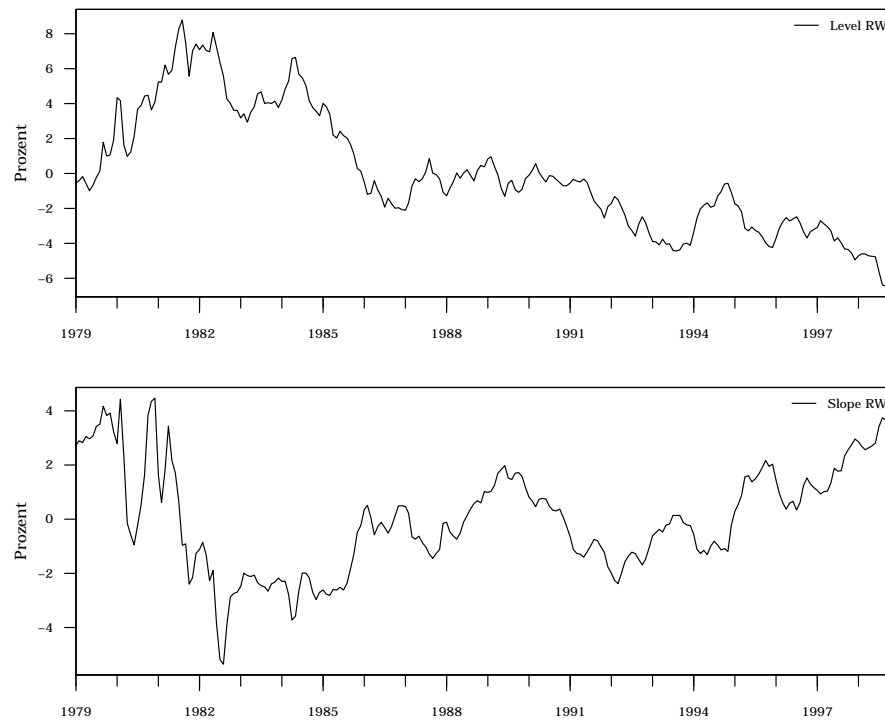


Abbildung D.1 Latente Faktoren im RW-Ansatz (USA)

US-Datensatz. Zeitreihenverlauf der latenten Faktoren Level (L) und Slope (S) im RW-Ansatz. Die Faktoren sind mittelwertbereinigt und annualisiert. Der Untersuchungszeitraum ist 1979-01 bis 1998-12.

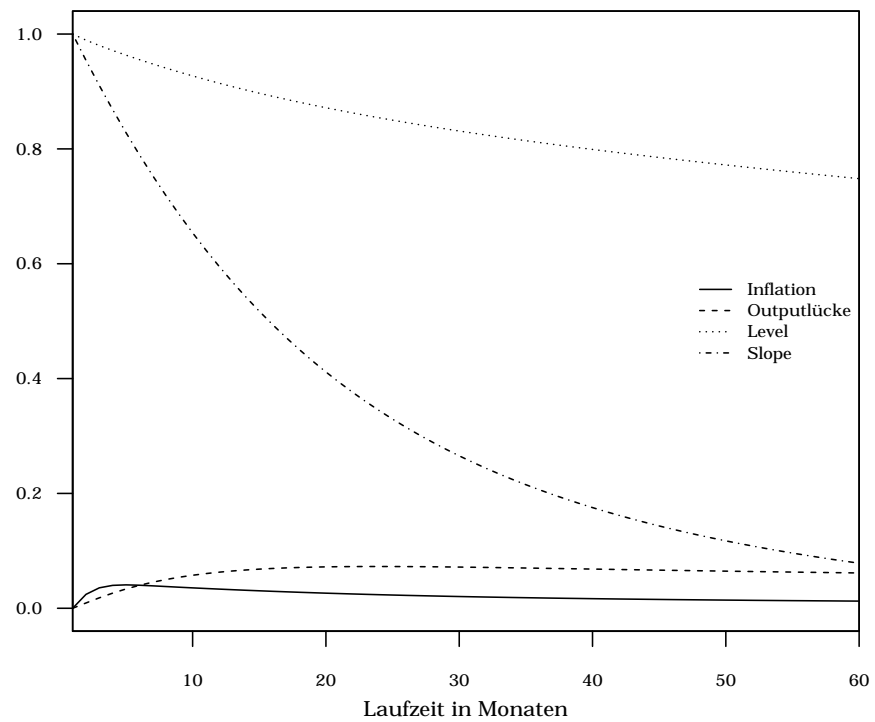


Abbildung D.2 Faktorladungen im RW-Ansatz (USA)

US-Datensatz. Faktorladungen der latenten Faktoren Level (L) und Slope (S) sowie der Makrofaktoren Outputlücke (g) und Inflationsrate (π) im RW-Ansatz. Sie entsprechen den laufzeitspezifischen B -Koeffizienten in Gleichung (3.11). Der Untersuchungszeitraum ist 1979-01 bis 1998-12.

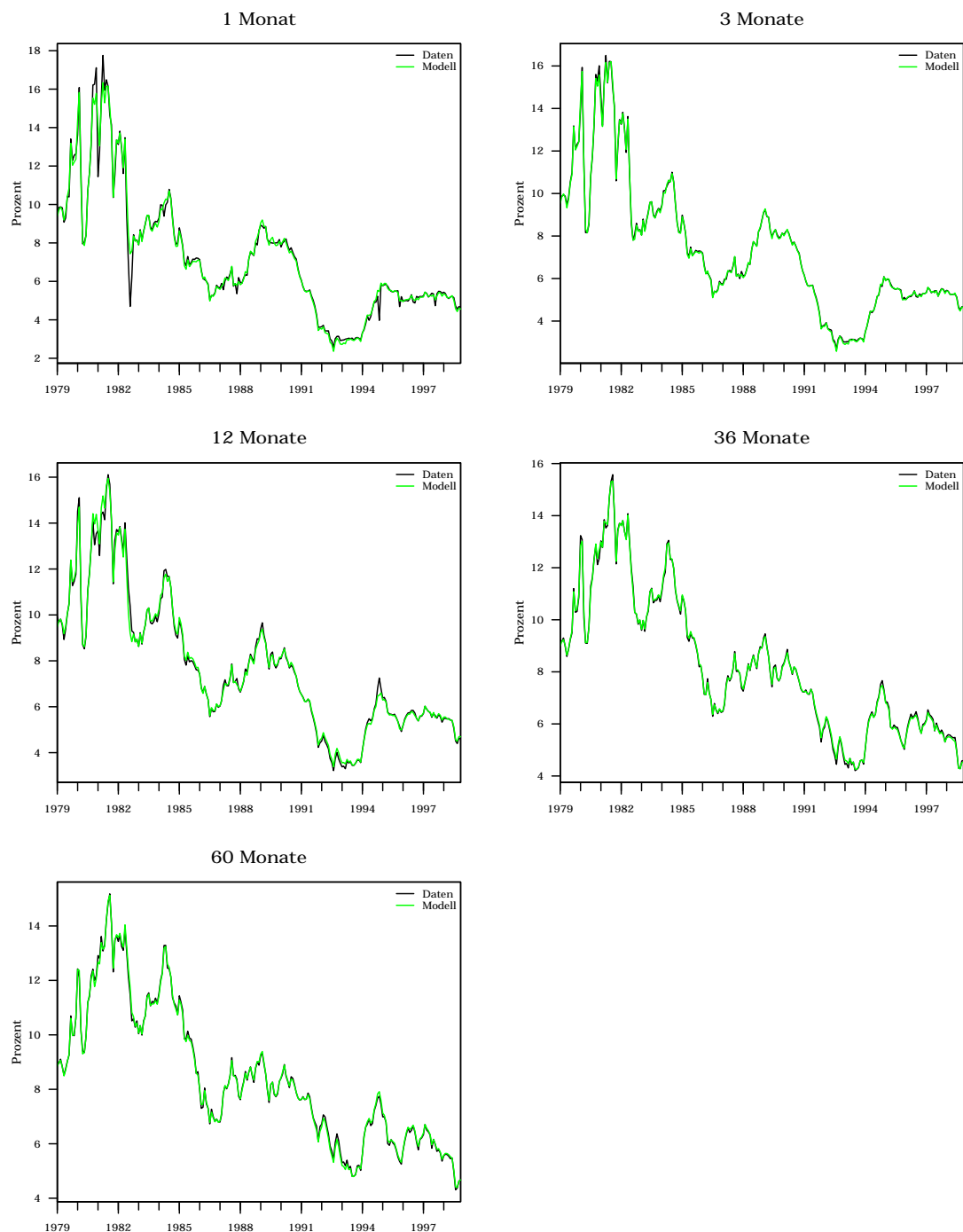
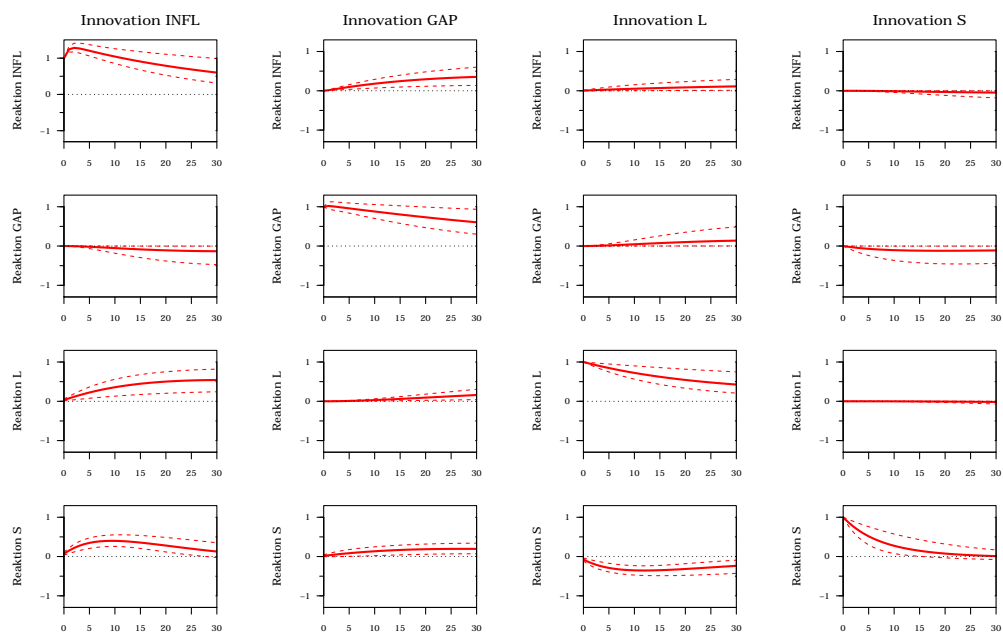
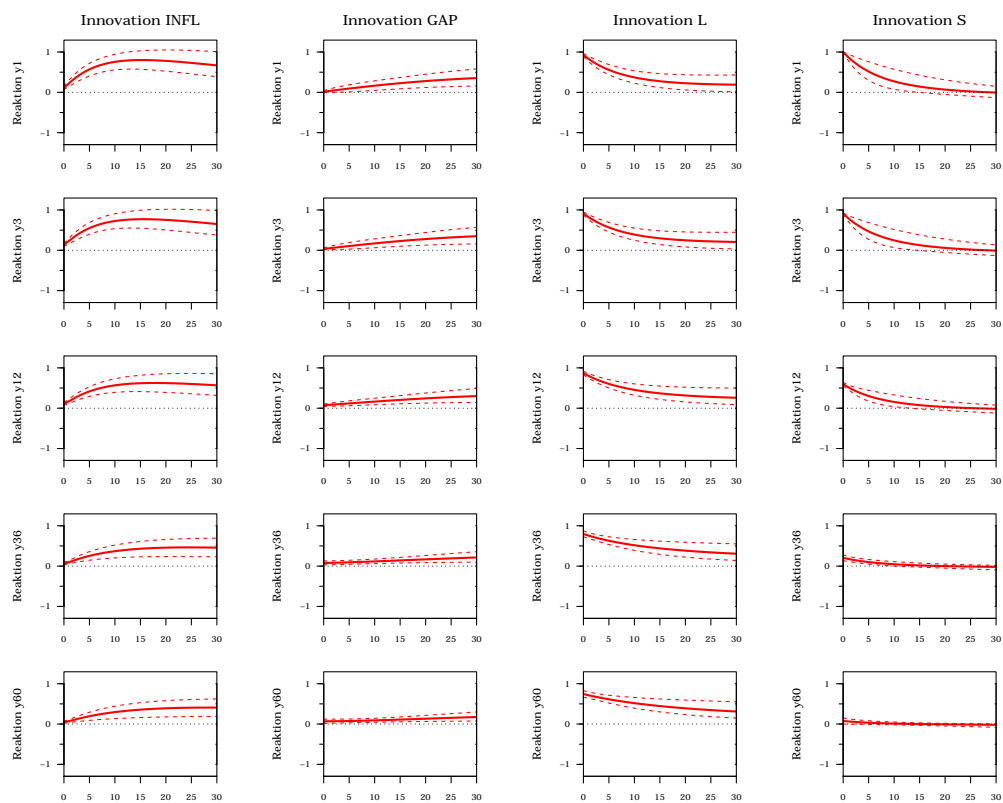


Abbildung D.3 Abbildungsgenauigkeit der Zinssätze im RW-Ansatz (USA)

US-Datensatz. Gegenüberstellung der geschätzten und tatsächlichen Zinssätze im RW-Ansatz. Die Zinssätze sind annualisiert. „Daten“ bezeichnet die tatsächlichen Zinssätze, „Modell“ die Schätzergebnisse. Der Untersuchungszeitraum ist 1979-01 bis 1998-12.



(a) RW-Impulsantworten I: Faktordynamik



(b) RW-Impulsantworten II: Zinsstruktur

Abbildung D.4 Impulsantworten im RW-Ansatz (USA)

US-Datensatz. Impulsantworten der Zustandsvariablen (a) und Zinssätze (b) auf Innovationen in Höhe von einem Prozentpunkt in den Zustandsvariablen. Zustandsvariablen sind Inflationsrate (INFL), Outputlücke (GAP), Level- (L) und Slopefaktor (S). Identifizierende Restriktionen entstammen den strukturellen Gleichungen (4.1)–(4.4). Der Zustandsraum des Modell ist durch die Gleichungen (4.8)–(4.9) gegeben. Der Untersuchungszeitraum ist 1979-01 bis 1998-12.